Über dieses Buch

Dies ist ein digitales Exemplar eines Buches, das seit Generationen in den Regalen der Bibliotheken aufbewahrt wurde, bevor es von Google im Rahmen eines Projekts, mit dem die Bücher dieser Welt online verfügbar gemacht werden sollen, sorgfältig gescannt wurde.

Das Buch hat das Urheberrecht überdauert und kann nun öffentlich zugänglich gemacht werden. Ein öffentlich zugängliches Buch ist ein Buch, das niemals Urheberrechten unterlag oder bei dem die Schutzfrist des Urheberrechts abgelaufen ist. Ob ein Buch öffentlich zugänglich ist, kann von Land zu Land unterschiedlich sein. Öffentlich zugängliche Bücher sind unser Tor zur Vergangenheit und stellen ein geschichtliches, kulturelles und wissenschaftliches Vermögen dar, das häufig nur schwierig zu entdecken ist.

Gebrauchsspuren, Anmerkungen und andere Randbemerkungen, die im Originalband enthalten sind, finden sich auch in dieser Datei – eine Erinnerung an die lange Reise, die das Buch vom Verleger zu einer Bibliothek und weiter zu Ihnen hinter sich gebracht hat.

Nutzungsrichtlinien

Google ist stolz, mit Bibliotheken in partnerschaftlicher Zusammenarbeit öffentlich zugängliches Material zu digitalisieren und einer breiten Masse zugänglich zu machen. Öffentlich zugängliche Bücher gehören der Öffentlichkeit, und wir sind nur ihre Hüter. Nichtsdestotrotz ist diese Arbeit kostspielig. Um diese Ressource weiterhin zur Verfügung stellen zu können, haben wir Schritte unternommen, um den Missbrauch durch kommerzielle Parteien zu verhindern. Dazu gehören technische Einschränkungen für automatisierte Abfragen.

Wir bitten Sie um Einhaltung folgender Richtlinien:

+ *Nutzung der Dateien zu nichtkommerziellen Zwecken* Wir haben Google Buchsuche für Endanwender konzipiert und möchten, dass Sie diese Dateien nur für persönliche, nichtkommerzielle Zwecke verwenden.

+ *Keine automatisierten Abfragen* Senden Sie keine automatisierten Abfragen irgendwelcher Art an das Google-System. Wenn Sie Recherchen über maschinelle Übersetzung, optische Zeichenerkennung oder andere Bereiche durchführen, in denen der Zugang zu Text in großen Mengen nützlich ist, wenden Sie sich bitte an uns. Wir fördern die Nutzung des öffentlich zugänglichen Materials für diese Zwecke und können Ihnen unter Umständen helfen.

+ *Beibehaltung von Google-Markenelementen* Das "Wasserzeichen" von Google, das Sie in jeder Datei finden, ist wichtig zur Information über dieses Projekt und hilft den Anwendern weiteres Material über Google Buchsuche zu finden. Bitte entfernen Sie das Wasserzeichen nicht.

+ *Bewegen Sie sich innerhalb der Legalität* Unabhängig von Ihrem Verwendungszweck müssen Sie sich Ihrer Verantwortung bewusst sein, sicherzustellen, dass Ihre Nutzung legal ist. Gehen Sie nicht davon aus, dass ein Buch, das nach unserem Dafürhalten für Nutzer in den USA öffentlich zugänglich ist, auch für Nutzer in anderen Ländern öffentlich zugänglich ist. Ob ein Buch noch dem Urheberrecht unterliegt, ist von Land zu Land verschieden. Wir können keine Beratung leisten, ob eine bestimmte Nutzung eines bestimmten Buches gesetzlich zulässig ist. Gehen Sie nicht davon aus, dass das Erscheinen eines Buchs in Google Buchsuche bedeutet, dass es in jeder Form und überall auf der Welt verwendet werden kann. Eine Urheberrechtsverletzung kann schwerwiegende Folgen haben.

Über Google Buchsuche

Das Ziel von Google besteht darin, die weltweiten Informationen zu organisieren und allgemein nutzbar und zugänglich zu machen. Google Buchsuche hilft Lesern dabei, die Bücher dieser Welt zu entdecken, und unterstützt Autoren und Verleger dabei, neue Zielgruppen zu erreichen. Den gesamten Buchtext können Sie im Internet unter `http://books.google.com` durchsuchen.

RETURN TO
WAREHOUSE

Digitized by Google

Digitized by Google

L378.3
E01
1916
310.53
D489
Hyg. no. 9
THE JOHN CR
APR 17 1930
LIBRARY

DIE TUBERKULOSE

NACH DER TODESURSACHEN-, ERKRANKUNGS- UND VERSICHERUNGSSTATISTIK UND IHRE BEDEUTUNG FÜR DIE VOLKSWIRTSCHAFT INSBESONDERE FÜR DAS VERSICHERUNGSWESEN

INAUGURAL-DISSERTATION

ZUR ERLANGUNG DER DOKTORWÜRDE DER HOHEN PHILOSOPHISCHEN FAKULTÄT DER FRIEDRICH-ALEXANDERS-UNIVERSITÄT ERLANGEN

VORGELEGT VON

HANS SEILER

AUS DONAUWÖRTH

TAG DER MÜNDLICHEN PRÜFUNG: 26. JULI 1915

DRESDEN 1916
DRUCK VON B. G. TEUBNER

85

Digitized by Google

THE
JOHN CRERAR
LIBRARY

Gedruckt mit Genehmigung der Philosophischen Fakultät Erlangen:

Referent: Professor Dr. Clamor Neuburg,
Dekan: Professor Dr. Hans Lenk.

Digitized by Google

Vorbemerkungen.

Seit den letzten Jahrzehnten und besonders in den letzten Jahren steht im Mittelpunkt der hygienischen Interessen der Kampf gegen die Tuberkulose, jene Infektionskrankheit, der verhältnismäßig die meisten Menschen zum Opfer fallen, der noch häufiger unsere Hausrinder erliegen und die wie keine andere Krankheit das gesamte Kulturleben beeinflußt. Dieser Kampf allein veranlaßte die vorliegende Arbeit nicht. Denn an Schriften über die Tuberkulose und deren Bekämpfung ist wahrlich kein Mangel. Die medizinische Literatur über diesen Gegenstand vollends ist geradezu unübersehbar. Auch nicht die Vorliebe für große Zahlen, welche die Tuberkulosestatistik bietet, reizte den Statistiker zur Bearbeitung des Stoffes, vielmehr die Beobachtung und Tatsache,

daß in Verkennung des Wesens und Wertes der Statistik die Statistik der Tuberkulose vielfach, ja meist, unzuverlässig ist und oft auch unrichtig aufgestellt ist, gleichwohl aber benützt wird zu Schlußfolgerungen, Beweisen und als Grundlage für Bekämpfungs- und andere Maßnahmen, ferner daß veraltete und sich widersprechende Anschauungen selbst in den neuesten Werken zu finden sind, endlich daß es, von der medizinischen Literatur abgesehen, an einer einheitlichen Zusammenfassung des in zahllosen Werken zusammengetragenen Materials über Tuberkulosestatistik bisher fehlt.

Die Tuberkulosesterblichkeit weist bekanntlich in letzter Zeit einen enormen Rückgang auf, die großen Erfolge überzeugen von der Besiegbarkeit der Tuberkulose; dennoch ist die Zahl der Opfer immer noch erschreckend hoch. Die Gefährlichkeit dieser Infektionskrankheit ist keine geringere als früher, ebensowenig ihre volkswirtschaftliche und soziale Bedeutung; jene erhellt vor allem daraus, daß sie relativ die meisten Menschen des erwerbsfähigen Alters wegrafft, in der Versicherung hauptsächlich die vorzeitigen Sterbefälle veranlaßt, diese aus ihrem Charakter als Proletarierkrankheit.

Der Nichtmediziner war sich der Schwierigkeiten bei einer Arbeit, die zum großen Teil ins Gebiet der medizinischen Statistik einschlägig ist, bewußt und glaubt diese dadurch überwunden zu haben, daß er sich an die Werke und Abhandlungen hervorragender Fachmänner hielt.

Die vorliegende Arbeit verbreitet sich nicht über Pathologie, Klinik der Tuberkulose, Mittel und Art der Bekämpfung usw.; sie ist ein Versuch unter Benützung fast nur der allerjüngsten Literatur, die zahlreichen

310.53
D459
620857

Google

und zerstreuten statistischen Detailforschungen über Tuberkulose systematisch zu einer Tuberkulosestatistik zusammenzufassen und, da die Arbeit nicht nur eine Kompilation sein soll, neben der Würdigung des Wertes solcher Untersuchungen die Bedeutung der Tuberkulose für die Volkswirtschaft, insbesondere für das Versicherungswesen darzulegen, wobei in einem Anhang auch die Tuberkulose der Tiere bzw. Hausrinder[1]) berücksichtigt wurde. Die Absicht, durch Umfrage bei Versicherungsgesellschaften bisher unveröffentlichtes Material zu gewinnen, wurde durch die Kriegswirren vereitelt.

Folge der durchwegs erstrebten Kürze der Darstellung ist, daß die Tabellen gar nicht oder nur kurz erläutert werden. Dafür wird größeres Gewicht gelegt auf die Beurteilung der zur Gewinnung der Häufigkeitszahlen jeweils angewandten Maßstäbe und auf die Beziehung der Tuberkulosesterblichkeit zur allgemeinen Mortalität. Räumlich erstrecken sich die Zahlenausweise vornehmlich auf das Gebiet des Deutschen Reiches.

Es konnte nicht darauf verzichtet werden, in einer Einleitung einiges über Wesen, Krankheitsbilder der Tuberkulose und Infektion voranzuschicken, soweit dies zum Verständnis der späteren Ausführungen unbedingt erforderlich ist. Das Bestreben nach kurzer Fassung mag hier die teilweise trockene Aufzählung entschuldigen.

Zur formellen Anlage der Arbeit sei bemerkt, daß Text und Tabellen nicht getrennt sind, um das lästige Zurückblättern und Aufsuchen zu vermeiden und daß die beim Zitieren in knapper Abkürzung angegebenen Quellen ausführlich im Literaturverzeichnis S. 95—97 bezeichnet sind. Von den besonders häufig vorkommenden Abkürzungen bedeuten:

A. St. Archiv	= Allg. Stat. Archiv.
Jahrb. D. R.	= Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich.
Jahrb. K. B.	= Stat. Jahrbuch für das Königr. Bayern.
Jahrb. Berl.	= Stat. Jahrbuch der Stadt Berlin.
Zentralbl.	= Deutsch. Statistisches Zentralblatt.
Zeitschr. B. L.-A.	= Zeitschr. des K. B. Stat. Landesamts.
Reich i. ges. u. dem. Bez.	= Das D. Reich in gesundheitl. u. demograph. Beziehung.
Jahresb. d. Ges. Med.	= Jahresberichte über Leistungen und Fortschritte i. d. Gesamten Medizin.
Bericht B. Ges.	= Bericht über das Bayerische Gesundheitswesen.
Med.-stat. Mitt.	= Medizinal-statistische Mitteilungen aus d. Kais. Gesundheitsamt.
Handw.	= Handwörterbuch.

1) Die Gründe für diese Untersuchung siehe S. 88.

Digitized by Google

Inhaltsverzeichnis.

Seite

Vorbemerkungen III
Einleitung 1

I. Die Tuberkulose nach der (allgemeinen) Todesursachen- und Erkrankungsstatistik.

Allgemeines über Tuberkulosestatistik 4

A. Die Tuberkulosemortalität.

1. Allgemeines:
   a) Schwierigkeiten, Todesursachenschema 5
   b) Allgemeine räumliche und zeitliche Gestaltung der Tuberkulosesterblichkeit 9
   c) Messung der Tuberkulosesterblichkeit 9
2. Räumliche Gliederung:
   a) Internationale Tuberkulosestatistik 11
   b) Die Tuberkulose im Deutschen Reich 15
   c) Die Tuberkulose in Stadt und Land 18
   d) Einfluß von Wohnungsdichte und Höhenlage (Klima) 19
3. Zeitliche Gliederung:
   a) Die zeitliche Gestaltung der Tuberkulosemortalität 23
   b) Die Ursachen der Abnahme der Tuberkulosemortalität (und ihre Beziehungen zur allgemeinen Sterblichkeit); Tuberkulose und allgemeine Absterbeordnung 27
   c) Der jahreszeitliche Verlauf 30
4. Sachliche Gliederung:
   a) Die Tuberkulosemortalität nach Alter und Geschlecht 31
   b) Einfluß der Familienstands- und Personenstandsverhältnisse . 36
   c) Tuberkulose als primäre und sekundäre Todesursache; insbesondere Tuberkulose und Alkohol 37
   d) Tuberkulosesterblichkeit in bezug auf Beruf, Wohlstand, soziale Lage und Rasse 41
   e) Tuberkulosemortalität in Beziehung zu Körperlänge und Brustumfang 44
   f) Die ärztliche Behandlung der an Tuberkulose Gestorbenen. . 45
5. Die Sterblichkeit der Kinder Tuberkulöser 46

B. Die Tuberkulosemorbidität.

1. Die Methoden der Zahlengewinnung 47
2. Die Tuberkulosemorbiditätsstatistik ausgewählter Bestandsmassen, insbesondere der Krankenkassen 49

C. Statistik von speziellen Einrichtungen (Anstalten) zur Bekämpfung der Tuberkulose 58

Digitized by Google

Seite

II. Die Tuberkulose nach der Versicherungsstatistik, ihre Bedeutung für das Versicherungswesen und ihre Bekämpfung durch dasselbe.

1. Allgemeines 62
2. Die spezielle „Tuberkuloseversicherung" und ihre Abarten . . . 63
3. Tuberkulose und Volksversicherung 65
4. Tuberkulose und Bekämpfungsmaßnahmen in der deutschen Arbeiter- und Angestelltenversicherung 67
5. Die Tuberkulose in der (großen) Lebensversicherung 72

Zusammenfassung: **Tuberkulose und Volkswirtschaft** . . . 82

Anhang:

Die Tuberkulose der Haustiere nach der Fleischbeschau-, Schlachtungs- und Viehversicherungsstatistik.

1. Allgemeines; das deutsche Viehseuchengesetz 88
2. Die Befunde von Tuberkulose unter den Schlachttieren im Reiche und in den Einzelstaaten 90
3. Tuberkulose der Rinder und Viehversicherung 92

Benützte Literatur . . . . . 95—97

Lebenslauf 98

Digitized by Google

Einleitung.

Geschichte und Ursache der Tuberkulose. Die Geschichte der Tuberkulose umfaßt nur einige Dezennien im Gegensatze zu der bis ins Altertum zurückreichenden Geschichte der Lungenschwindsucht, der bekanntesten und häufigsten Form der Tuberkulose. Erst Robert Koch wies durch seine im Jahre 1881 erfolgte Entdeckung des Tuberkelbazillus die gemeinsame Ursache der verschiedenen Krankheitsformen der Tuberkulose nach, die man vordem als besondere, eigenartige betrachtet hatte. Streng genommen ist der Tuberkelbazillus, wie Florschütz sagt (Allgem. Versicherungsmed. 1914, S. 18), nicht die Ursache der Tuberkulose, sondern nur eine Hauptbedingung für ihr Zustandekommen. Denn er kann nicht aus sich heraus allein Tuberkulose erzeugen. Soll sie entstehen, so müssen noch andere Bedingungen, wie die Krankheitsanlage, mitwirken. Der Tuberkelbazillus ist ein Mikroorganismus, der sich als schmales, leicht gekrümmtes Stäbchen darstellt und durch Spaltung (meist Querteilung) sich vermehrt. Es ist ihm Unbeweglichkeit eigentümlich und Säurefestigkeit, d. h. die Eigenschaft, die einmal zum Nachweis seines Vorhandenseins aufgenommene Farbe festzuhalten. Hinsichtlich des Nährbodens ist er sehr anspruchsvoll, gegen chemische Desinfektionsmittel sehr widerstandsfähig. Empfindlicher als gegen Kälte ist er gegen Hitze und Sonnenlicht, das stark keimvernichtend wirkt.

Abgesehen vom Kaltblüter- und Hühnertuberkulosebazillus (Typus gallinaceus) unterscheidet man den Bazillus der Menschentuberkulose (Typus humanus) und den der Rindertuberkulose oder Perlsucht (Typus bovinus). Auch die Bazillen der letzteren Art können beim Menschen, namentlich in den ersten Lebensjahren, ansteckend und todbringend wirken.

Krankheitsbilder. Jedes Organ des Menschen kann von der Tuberkulose befallen werden, indessen ist die Lungentuberkulose, Lungenschwindsucht oder Phthisis weitaus die häufigste Krankheitsform. Die Skrofulose (tuberkulöse Schwellung der Halsdrüsen, gewisse Ohrenleiden und Bindehautentzündungen des Auges) ist namentlich in den ersten Lebensjahren häufig, ebenso die Tuberkulose der Gehirnhaut. Sonstige häufigere Krankheitsbilder sind die Knochen- und Gelenktuberkulose, die Hauttuberkulose (Lupus, fressende Flechte) und die sehr schnell verlaufende allgemeine und akute Miliartuberkulose, welche dann entsteht, wenn Tuberkelbazillen in den großen Blutkreislauf gelangen und durch den ganzen Körper sich verbreiten.

Digitized by Google

Infektion und Eintrittspforten. Eine Vererbung der Tuberkulose von seiten des Vaters gibt es nicht, eine plazentare Übertragung ist wohl möglich, hat aber praktisch keine Bedeutung, da die Frucht in der Regel vorher abstirbt. Erblich ist lediglich der habitus phthisicus, eine Konstitution, die für die Entwicklung der Tuberkulose prädisponiert und für die hauptsächlich dürftige Körperentwicklung (geringe Brustentwicklung im Verhältnis zur Körperlänge), schwache Muskulatur, mangelnde Fett- und ungenügende Blutentwicklung charakteristisch sind. Erworben wird demnach die Krankheit, die latente Tuberkulose ausgenommen, nur durch Infektion. Derjenige Phthisiker allein verbreitet aber den Ansteckungsstoff, der seinen Auswurf nicht sorgfältig beseitigt. Infizierend sind außerdem auch die sogenannten Flüggeschen Tröpfchen, d. h. die beim Husten in die Luft geschleuderten bazillenhaltigen Tröpfchen, nicht aber die Atemluft des Schwindsüchtigen oder der Dunst des austrocknenden Auswurfs. Das häufigste Mittel der Ansteckung ist der bazillenhaltige Staub. Die verletzte Haut, Magen, Darm und Lungen sind die wichtigsten Eintrittspforten der Tuberkelbazillen, für die sogenannte geschlossene oder latente Tuberkulose sind es häufig die durch eine Verletzung zerrissenen Gefäße. Die Infektion hat nicht immer die Erkrankung zur Folge. Der gesunde Körper, besonders das Blut, hat eine große Widerstandskraft gegen die Keime.

Heilung und Bekämpfung. Die Tuberkulose ist eine heilbare Krankheit; als Mittel zu ihrer Bekämpfung[1]) kommen in Betracht: Medikamente (nur für Knochen- und Gelenktuberkulose) und die Behandlung mit Tuberkulin, das diagnostisch und therapeutisch große Bedeutung hat, aber, wie die große Reihe der ähnlichen Präparate, kein Allheilmittel ist. Am besten wird die Tuberkulinbehandlung verbunden mit dem mächtigsten Heilfaktor, der hygienisch-diätetischen Behandlungsweise, deren Methode in der Förderung der Widerstandskraft des Körpers und der Stoffaufnahme besteht, was durch möglichste Ruhe, Bäder und stetigen Aufenthalt in frischer, staubfreier Luft erreicht werden soll. Anstalten, in denen durch diese Methode große Erfolge erzielt werden, sind Sanatorien, Kuranstalten und die Heilstätten (Volksheilstätten), die letzteren als Einrichtungen für die weniger bemittelten und unbemittelten Bevölkerungsschichten.

Seit 1896 hat die Heilstättenbewegung in Deutschland, in hohem Maße gefördert durch die Arbeiterversicherung, große Bedeutung erlangt. Am Ende des Jahres 1913 gab es 147 Heilstätten (davon in Bayern 12) mit 15 278 Betten, sodaß bei einer je dreimonatlichen Behandlungskur jährlich mehr als 60 000 Erwachsene behandelt werden könnten. Daneben bestand noch eine große Anzahl von Kinderheilstätten (30),

1) Sie bewegt sich in dreifacher Richtung: Heilbehandlung der Erkrankten, Schutz der Bedrohten und Erhöhung der Widerstandskraft der Gesunden.

Digitized by Google

von Anstalten für skrofulöse oder tuberkulös-gefährdete Kinder (105), von Walderholungsstätten (114, davon in Bayern 7) und Waldschulen (39 mit vollwertigem Unterricht). Als außerordentlich wirksames Mittel haben sich die Fürsorgestellen (Ende 1912 713, davon in Bayern 118), die Auskunfts- und Beratungsstellen (107), die Durchgangs- und Beobachtungsstationen (33) sowie die Invaliden- und Siechenheime (179) erwiesen.

Die Zahl dieser Einrichtungen nahm auch in den letzten Jahren rasch zu. Denn es bestanden nach dem Geschäftsbericht des Vorstandes des Deutschen Zentralkomitees zur Bekämpfung der Tuberkulose am 1. Januar 1915:

161 Heilstätten für Erwachsene mit 16 083 Betten,
161 Kinderheilstätten mit 12 219 Betten,
139 Walderholungsstätten und 15 Waldschulen,
5 ländliche Kolonien für Erwachsene und Kinder,
37 Genesungsheime,
77 Beobachtungs- und 8 Durchgangsstationen,
314 Tuberkulose-Krankenhäuser und Tuberkulose-Abteilungen in allgemeinen Krankenhäusern, Invalidenheime und Pflegestätten für Lungenkranke aller Stadien, besonders für vorgeschrittene und größtenteils erwerbsunfähige Kranke,
1145 Auskunfts- und Fürsorgestellen; außerdem:
604 badische Tuberkulose-Ausschüsse,
154 Hilfsfürsorgestellen im Bereich der Landesversicherungsanstalt Thüringen,
87 bayerische Beratungsstellen und zahlreiche Tuberkuloseausschüsse im Königreich Sachsen.

Digitized by Google

I. Die Tuberkulose nach der (allgemeinen) Todesursachen- und Erkrankungsstatistik.

Allgemeines über Tuberkulosestatistik.

Es bedarf keiner Worte zur Betonung der Wichtigkeit der Tuberkulosestatistik. Sie allein gibt über räumliche und zeitliche Verbreitung der T.[1]) Auskunft, liefert wichtige Hilfsmittel zur Bekämpfung und läßt Wirkung und Erfolg der Bekämpfungsmaßnahmen ersehen, die volkswirtschaftlich oft von größter Bedeutung sind, wie z. B. die Maßnahmen der deutschen Sozialversicherung dartun; sie ist für die Hygiene und Soziologie gleich wichtig.[2]) In Deutschland ist vor allem das Kaiserliche Gesundheitsamt dazu berufen, diese Statistik aufzustellen, die in der Hauptsache Todesursachenstatistik ist. Es gehen ihm regelmäßig auch Mitteilungen über Erkrankungsfälle an den Infektionskrankheiten zu, die eine Ergänzung durch die Morbiditätsstatistik der Heilanstalten finden. Die Ausweise über T.-Morbidität können indessen wegen Fehlens oder unvollkommener Regelung der Anzeigepflicht in den einzelnen Bundesstaaten, außerdem wegen der Schwierigkeiten, welche die Erkrankungsstatistik überhaupt bietet, nur unvollständig und ungenügend sein, und doch setzt die volle Erkenntnis der Bedeutung der T. eine genaue Morbiditätsstatistik voraus. Die Folge jenes Mangels ist, daß die Todesursachenstatistik bzw. die Statistik der T.-Sterblichkeit ungleich besser ausgebaut ist. Sie verdient aber keineswegs das Vertrauen, das sie im allgemeinen genießt. Die deutsche T.-Statistik mag der anderer Staaten überlegen sein, es fehlt aber doch auch ihr noch an Exaktheit, wissenschaftlichem Ausbau und strenger Einheitlichkeit, und solange in dieser Hinsicht nicht alles erreicht ist, genügt die Statistik kaum ihrem Hauptzweck, Vergleiche zu ermöglichen. Ganz im argen liegt die internationale T.-Statistik. Wie schwierig es ist, Vergleiche anzustellen, zeigt ein Beispiel, das Dr. Roesle 1912 in einem Vortrag vor der Deutschen Statistischen Gesellschaft brachte (D. Stat. Ges., Abt. d. d. Ges. f. Soz., Niederschr. d. Verh. d. 2. Mitgliedervers. 1912, S. 39). Er hat Angaben über die T.-Sterblichkeit der Stadt Berlin zusammengestellt, die von den verschiedenen deutschen und ausländischen statisti-

1) T. = Tuberkulose.

2) Über die Bedeutung der Statistik, insbesondere der amtlichen, im Kampfe gegen die sozialen Krankheiten vgl. Krankheit und Soziale Lage, 4. Liefg., S. 643ff.

Digitized by Google

schen Ämtern, die vergleichende Medizinalstatistik treiben, in den Jahren 1901 bis 1910 gemacht worden sind, und kam zum Resultat, daß von den 84 aufgefundenen Ziffern nur 9 mit den für die Volkszählungsergebnisse korrigierten Ziffern des Statistischen Amtes der Stadt Berlin übereinstimmten, mit den nichtkorrigierten 14 Ziffern. Die Zugrundelegung von verschiedenen Bevölkerungszahlen, Wechsel im Todesursachenschema, verbunden mit der Notwendigkeit, Umrechnungen vorzunehmen usw., haben solche verschiedene Ergebnisse zur Folge.

Die T.-Statistik wird exakter und gewinnt an Bedeutung, wenn einmal alle oder doch die meisten Mediziner die Notwendigkeit und Wichtigkeit des statistischen Forschens anerkennen[1]) und dementsprechend gewissenhaft bei der Feststellung der Todesursache mitwirken, wenn neben den Totenscheinen als Quelle künftig noch mehr als bis jetzt Aufzeichnungen bei schulärztlichen und Militäruntersuchungen (Armee und Flotte) herangezogen werden, Aufzeichnungen von Heilanstalten, zumal Krankenhäusern, von Gefangenenanstalten, Armen- und Findelhäusern, der staatlichen und privaten Versicherung, Sterbekassen usw., wenn die T., statt nur in den Rahmen der allgemeinen Todesursachenstatistik eingereiht zu werden, mehr zum Gegenstande selbständiger Untersuchung und besonderer Erhebung namentlich von den Städten gemacht wird, wie das auch Lexis 1909 auf dem Internationalen T.-Kongreß forderte (Zeitschr. f. Sozialw. 1911).

A. Die Tuberkulosemortalität.

1. Allgemeines.

a) Schwierigkeiten. Todesursachenschema. Die Feststellung der Todesursache, d. h. der Art der Erkrankung bei den Sterbefällen, ist mit großen Schwierigkeiten verbunden. Diese sind nicht nur darin zu suchen, daß häufig die Behandlung des Arztes fehlt, daß eine Diagnose auch trotz der ärztlichen Behandlung unmöglich sein kann, daß den registrierenden Verwaltungsbeamten oft das nötige Verständnis abgeht, sondern auch im Begriff „Todesursache" selbst. Beim Tode des Menschen wirken verschiedene Umstände mit, die alle als nähere oder entferntere, als mittelbare oder unmittelbare Todesursachen bezeichnet werden können, und so kann eine ganze Kette von Todesursachen vorhanden sein, „an deren einem Ende die Ursache der Todeskrankheit, an deren anderem Ende die unmittelbare, die funktionelle, die letzte Todesursache, das Atrium mortis, steht" (Orth, Berl. klin. Wochenschr. Nr. 10, 1913). Je nach dem Zweck der Frage kann jedes Glied der Kette als Todesursache angegeben werden. Es entgehen auch jene Fälle der Registrierung, „in denen Tuberkulöse irgendwelchen akzidentellen Krankheiten,

1) Vgl. das bemerkenswerte Begleitwort von Obermedizinalrat Prof. Dr. v. Gruber in der Schrift Wninbergs „Die Kinder der Tuberkulösen".

Digitized by Google

Unglücksfällen usw. erliegen, oder wo die T. durch die Schwächung des Körpers zur indirekten Ursache wird".

Am zuverlässigsten wären die Resultate der Todesursachenstatistik, folglich auch der T.-Statistik, dann, wenn die ermittelte Ursache durch eine obligatorische Leichenöffnung sichergestellt würde; viel gangbarer indessen ist der Weg, der durch die Anordnung der allgemeinen obligatorischen Leichenschau vorgeschrieben ist. Wird diese bei fehlender ärztlicher Behandlung von einem Arzte vorgenommen, so ist selbstverständlich die Ermittlung verlässiger, als wenn ein Laie diese Tätigkeit ausübt. Noch wahrscheinlicher als im letzten Fall sind Unrichtigkeiten, wenn, wie es sogar bei der deutschen Todesursachenstatistik der Fall ist, die Leichenschau nicht streng allgemein-obligatorisch ist. Das Kaiserliche Gesundheitsamt selbst gibt zu (Reich i. ges. u. dem. Bez., S. 43): „Versehen können vorkommen bei den Angaben über die Todesursachen aus allen jenen Orten, wo eine obligatorische Leichenschau nicht besteht, auch nicht bei jedem Todesfall die Beibringung eines ärztlichen Totenscheins verlangt wird und ebensowenig die Totenscheine von einem Arzt nachgeprüft werden." Solche Orte gab es im Jahre 1905 unter 331 Berichtsorten 65. Noch 1911/12 bestand eine obligatorische ärztliche Leichenschau nicht einmal bei allen Städten, die am 1. Dezember 1910 50 000 und mehr Einwohner zählten. Allerdings sind mit dem Gesetz vom 28. August 1905 in Preußen die Todesfälle an Lungen- und Kehlkopf-T. anzeigepflichtig geworden; Bayern, Baden und Württemberg haben die Anzeigepflicht auch für Erkrankungsfälle in beschränktem Umfange eingeführt.[1]) Speziell in Bayern ist die Statistik, im Gegensatz namentlich auch zu Preußen, einigermaßen zuverlässig, weil hier die Leichenschau allgemein zwangsweise ist und zum großen Teil von Ärzten vorgenommen wird.[2])

„Notwendig ist, daß der behandelnde Arzt gesetzlich zur Angabe der Todesursache auf den Leichenscheinen verpflichtet ist, wie in England, Italien, den Niederlanden, und daß das ärztliche Geheimnis gewahrt wird" (Prinzing, i. Handw. d. soz. Hyg. 1912). Außerdem muß die Todesursache möglichst spezialisiert vorgetragen werden, man darf auch nicht übersehen, daß die ganze Statistik wertlos wird, wenn zuviel Fälle unter Sammelrubriken wie „Sonstige und nicht ermittelte Todesursachen" erscheinen; das Ideal wäre die Feststellung der entfernteren Todesursache (primäre), der zum Tode führenden Erkrankung (sekundäre) und der

1) Bayern durch Bekanntmachung der K. Staatsministerien des Innern beider Abteilungen und des K. St.-Min. f. Verkehrsangel. vom 9. Mai 1911, Württemberg durch Verfügung des Min. des Innern vom 9. Februar 1910, Baden durch Verordnung des Min. des Innern vom 9. Mai 1911.

2) Näheres über die Anzeigepflicht bei T.-Todes- und Krankheitsfällen in Stat. Jahrb. deutscher Städte, 20. Jahrg. 1914, S. 756—762, über Anzeigepflicht und Leichenschau im Geschäftsbericht für die XVII. Generalversammlung des Zentralkomitees, Berlin 1913.

Digitized by Google

letzten (funktionellen) Todesursache. Die Todesursachenstatistik in der Schweiz unterscheidet (seit der Reform von 1900): a) Grundkrankheit oder primäre Todesursache, b) Folgekrankheit und unmittelbare Todesursache, c) erwähnenswerte concomitierende Krankheiten oder Zustände. In Berlin ist im Jahre 1899 und einigen folgenden Jahren die Rubrik „Todesursache" auf den Totenscheinen in drei Teile zerlegt: a) Grundkrankheit, entferntere Todesursache, b) nächste Todesursache, hinzugetretene, eventuell Komplikation, c) Dauer der Krankheit.

Für die Ausbeutung und Bearbeitung des Materials ist die Wahl des Todesursachenschemas von größter Bedeutung. Um den Vergleich mit anderen Staaten zu ermöglichen, hat das Internationale Statistische Institut[1]) ein Verzeichnis ausgearbeitet; man einigte sich auf das Schema: a) T. der Lungen, b) T. mit vorwiegender Beteiligung anderer Organe, c) akute Miliar-T. In Deutschland besteht erst seit 1892 eine Todesursachenstatistik, die auch die nichtstädtische Bevölkerung umfaßt und zugleich die Gestorbenen nach Altersklassen (zunächst 4, seit 1907 6) gliedert. Im Jahre 1904 ist das Todesursachenverzeichnis erweitert worden (es war vorher nur Lungenschwindsucht aufgenommen) und weist bezüglich der T. aus: T. a) der Lungen (Lungenschwindsucht), b) anderer Organe, c) akute allgemeine Miliar-T. Mit dem 23spaltigen „kurzen" Verzeichnisse wurde ein „ausführliches Verzeichnis von Krankheiten und Todesursachen" zum Gebrauch für diejenigen Stellen im Deutschen Reich entworfen, die ihre Sterbefälle noch weiter differenzieren wollen.

Dieses Schema bringt unter „II. Infektions- und parasitäre Krankheiten" folgende Gliederung der T.:

31. Tuberkulose.

a) Lungenschwindsucht, Phthisis pulmonum; Schwindsucht; T. (Lungenabzehrung; hektisches Fieber, Zehrfieber), galoppierende Schwindsucht, tuberkulöse Hämoptoë, Lungenblutsturz.[2])
b) Halsschwindsucht, Kehlkopf-, Luftröhrenschwindsucht, Phthisis laryngea.
c) Drüsen-T., tuberkulöse Drüsenleiden (Drüsenkrankheit; Drüsenanschwellung, Drüsenverhärtung, Drüsenfieber), Skrofeln, Skrofulosis.
d) Haut-T.; Lupus; fressende Flechte.
e) Knochen-, Gelenk-T., kalter Abszeß, Tumor albus, Fungus genuum.
f) Tuberkulöse Hirnhautentzündung, Meningitis (Arachnitis) tuberculosa s. granulosa; akuter Hydrocephalus.
g) Solitärer Gehirntuberkel.
h) Unterleibsschwindsucht; Phthisis intestinalis; Darmschwindsucht; tuberkulöse Darmgeschwüre; Darmtuberkeln; tuberkulöse Bauchfellentzündung. Gekröseschwindsucht, Phthisis mesenterica (Tabes mesaraica).
i) Nieren-T., Nephrophthisis.
k) Blasen-T.

1) Näheres über seine Tätigkeit auf diesem Gebiete, siehe S. 12.

2) Danach werden in Deutschland Benennungen wie chronisches Lungenleiden, Lungenerkrankung, Lungenblutung, Lungenspitzenkatarrh und Lungenverdichtung ohne nähere Bezeichnung nicht zur T. gerechnet.

Digitized by Google

l) T. der männlichen Geschlechtsorgane.
m) T. der weiblichen Geschlechtsorgane.
n) Miliar-T.
o) Allgemeine T.

Die Verschiedenheit und der Wechsel des Todesursachenschemas, der z. B. bewirkt, daß die Halsschwindsucht bald zur Lungen-T.[1]) gerechnet wird, bald zur T. anderer Organe, bald für sich ausgewiesen wird, ist nicht das einzige Hindernis für den Vergleich der statistischen Ergebnisse. Er wird auch dadurch erschwert und unmöglich gemacht, daß die Nomenklatur für ein und dieselbe Krankheit nicht allerorts die gleiche ist. Die Schwierigkeiten ferner, daß unbestimmte Angaben den Statistiker im Zweifel lassen, ob eine Krankheit zur T. gehört oder nicht, bietet sich selbst bei der verhältnismäßig leicht zu erkennenden Lungen-T.; oft genug finden sich auf den Leichenscheinen unklare Angaben, wie Abzehrung, Lungenleiden, chronische Lungenentzündung usw. Tuberkulöse Prozesse im Säuglings- und ersten Kindesalter vermag oft der Arzt von anderen nicht zu unterscheiden, wieviel weniger der Nichtarzt, Krankheiten der Knochen und Gelenke und chronische Lungenerkrankungen des höheren Alters werden oft nicht als T. aufgefaßt oder als solche betrachtet, ohne es zu sein, die mit anderen Todesursachen kombinierten Sterbefälle vielfach jenen zugezählt, Lungen-T. und entzündliche Krankheiten der Atmungsorgane werden überhaupt nicht immer streng auseinandergehalten, sodaß man zur Erkenntnis der Häufigkeit der T. (bei Vergleichen) nur gelangen kann, wenn man die gesamte T.-Sterblichkeit (nicht die Sterblichkeit an den einzelnen Formen) in Rechnung setzt und außerdem die entzündlichen Krankheiten der Atmungsorgane berücksichtigt. Die Notwendigkeit des parallelen Ausweises dieser Krankheiten neben der T. (auch vom Kais. Gesundheitsamt zugegeben, Reich i. ges. u. dem. Bez., S. 62) war Anlaß in der vorliegenden Arbeit in den Tabellen, wo es möglich war und erforderlich erschien, beide Krankheitsgruppen anzuführen. Die durch die oben bezeichneten Schwierigkeiten hervorgerufenen Mängel des Materials lassen es als zweckmäßig erscheinen, Zahlenreihen über den zeitlichen Verlauf der T.-Mortalität nach Kalenderjahren, wenigstens für die Jahre vor 1890 und für andere Länder als Deutschland, fortzulassen. Die frühere Todesursachenstatistik läßt sich an Zuverlässigkeit nicht entfernt mit der neueren vergleichen. Man kann wohl mit Recht behaupten, daß erst die T.-Statistik seit 1903, dem Jahre der Einführung des neuen Todesursachenverzeichnisses, zuverlässigere Angaben liefert. Dieses Verzeichnis schreibt

1) Dazu zählte nach dem Virchowschen System auch die Miliar-T. Logischer wäre es, die Halsschwindsucht zur Lungen-T. zu rechnen, da jene primär nur selten vorkommen dürfte. Prinzing spricht sich (i. Handw. d. Soz. Hyg.) für das Bertillonsche Schema aus, das T. der Lungen, der Hirnhaut und der anderen Organe unterscheidet.

Digitized by Google

dem nach den Angaben der Angehörigen registrierenden Standesbeamten genauere Bezeichnungen vor.

b) Bezüglich der allgemeinen räumlichen und zeitlichen Gestaltung der Tuberkulosesterblichkeit muß vorgreifend erwähnt werden, daß die T., kein Land, kein Geschlecht und keine Altersklasse verschonend, insbesondere in den letzten 10 Jahren in starker Abnahme begriffen ist. In deutschen Orten mit 15 000 und mehr Einwohnern starben von 100 000 Einwohnern im Mittel der Jahresdurchschnitte der Jahrfünfte 1871 bis 1881 357,7 (an Lungenschwindsucht allein), 1907 bis 1911 184,3 (an T. insgesamt). In der Gegenwart stirbt in Deutschland jeder 11. Mensch an T., im erwerbsfähigen Alter (15 bis 60 Jahre) jeder 4. 1911 erlagen ihr in diesem Lande 52 462 männliche und 51 008 weibliche Personen, zusammen also 103 470. Unter den an T. Gestorbenen fordert weitaus die meisten Opfer die Lungenschwindsucht; so starben in den Jahren 1893 bis 1904 im Deutschen Reich an

T. der Lungen . . .	1 313 687	oder auf	10 000	Einwohner	20,4
T. anderer Organe . .	122 375	„ „	10 000	„	1,9

c) Zur Messung der Tuberkulosemortalität, d. h. der Sterbeintensität an T., dienen verschiedene Maßstäbe. Die einfachen Gliederungszahlen genügen nicht zur Erkenntnis der Häufigkeit, in welcher die T. auftritt, namentlich nicht bei internationalen Vergleichen. Es wird zwar oft die Zahl der an T. Gestorbenen in Verhältnis zur Gesamtzahl der Todesfälle gesetzt, dieses kann aber ein Bild von der Häufigkeit der T. deswegen nicht geben, weil es von der Größe der Sterblichkeit überhaupt und von dem Vorwiegen anderer Todesursachen abhängig ist. Bei einer Zunahme der Todesfälle an Diphtherie z. B. steigt die gesamte Sterbefallzahl, der Anteil der T.-Sterblichkeit aber sinkt, gleichviel ob diese fällt, gleichbleibt oder selbst steigt (allerdings weniger stark zunimmt als die Diphtherie). Das gleiche gilt dann, wenn die Sterbemasse auch noch nach Altersklassen gegliedert wird (von 100 Gestorbenen gleichen Alters starben x an T.). Zur Häufigkeitsbestimmung sind ebenfalls ungeeignet die Altersquoten der T.-Sterbemasse, Verhältniszahlen, die dadurch gewonnen werden, daß die Zahl der in den einzelnen Altersklassen an T. Gestorbenen auf die Gesamtzahl der an T. Gestorbenen bezogen wird. Diese Gliederungszahlen zeigen wohl das Altersgefüge, sind aber kein Maßstab für die Sterbeintensität an T., weil die Lebenden, aus denen die Sterbemasse hervorgeht, in den einzelnen Altersklassen ungleich stark vertreten sind. Die „Beziehungszahlen" allein sind geeignet, die Häufigkeit zu messen, als deren einfachster Ausdruck das Verhältnis der T.-Sterbefälle zur gesamten lebenden Bevölkerung (in der Regel die mittlere) erscheint (T.-Sterbeziffer). Üblich ist dabei, daß man als runde Zahl der lebenden Grundgesamtheit nicht wie bei der allgemeinen Sterbeziffer die Zahl 1000, sondern 10 000 oder 100 000 nimmt. Die T.-Mortalität in den einzelnen Altersklassen ins-

Digitized by Google

besondere lassen die besonderen Alterstodesraten für T. erkennen, eine Relation der in den einzelnen Altersklassen an T. Gestorbenen zu der nach den gleichen Altersstufen gegliederten Masse der Lebenden (unter Zurückführung auf eine gleiche runde Zahl der Lebemasse).

Tabelle 1. Die Todesfälle der Männer an Tuberkulose in Preußen im Jahre 1909 nach Altersklassen (Handw. d. soz. Hyg.).

Im Lebensjahre	Von je 10000 Lebenden gleichen Alters starben an T.	Von je 100 Toten gleichen Alters starben an T.	Unter je 100 an T. Gestorbenen standen im Alter
1.	**24,92**	1,19	**4,26**
2.	17,01	4,29	2,70
3.	8,87	6,16	1,36
4.— 5.	6,17	8,02	1,94
6.—10.	4,00	10,54	2,89
11.—15.	4,02	18,02	2,65
16.—20.	11,64	32,03	7,03
21.—25.	20,76	**40,41**	10,49
26.—30.	18,59	39,80	9,38
31.—40.	20,71	30,89	17,04
41.—50.	25,21	21,78	15,72
51.—60.	32,18	13,82	13,55
61.—70.	30,88	6,88	8,40
71.—80.	20,91	7,24	2,40
80. u. mehr	7,44	3,72	0,19
unbekannt	—	—	0,02
Insgesamt	16,47	9,11	100,00

In der vorstehenden Tab. 1 sind drei der bezeichneten Maßstäbe (T.-Sterbeziffer und zwei Arten von Gliederungszahlen oder Quoten) angewandt. Die T.-Sterbefälle im ersten Lebensjahr machen unter den Todesfällen im Säuglingsalter nur einen geringen Prozentsatz aus (1,19), die Sterbeziffer (24,92) ist aber trotzdem höher als in den folgenden 9 Altersklassen, in denen umgekehrt jener Anteil bedeutend steigt, bis zu 40,41 % in der Altersklasse 21 bis 25. „Ebenso läßt die relativ starke Vertretung des ersten Lebensjahres unter den an T. Gestorbenen (4,26) nicht mit Sicherheit erkennen, daß dieses am meisten gefährdet ist" (Weinberg, i. Handw. d. soz. Hyg.).

Um ein Beispiel für die falsche Anwendung der oben angeführten Messungsarten anzuführen, sei erwähnt, daß es eine irrige Meinung ist, wenn, wie es in der Zeitschr. des K. B. Landesamts 1910, S. 230 f. heißt, der Anteil der Sterbefälle an Lungen-T. an der Gesamtzahl der Sterbefälle die Beeinflussung der Gesamtmortalität durch die Mortalität an Lungen-T. dartun soll. Denn das Sinken dieser Quote muß nicht notwendig auch ein Sinken der Sterblichkeit überhaupt zur Folge haben, und der Einfluß der T.-Mortalität auf die allgemeine Sterblichkeit kann in einem Jahre recht groß sein und doch in der kleineren Quote nicht

Digitized by Google

zum Ausdruck kommen, wenn nämlich andere Krankheiten ebenso stark oder stärker zunehmen als die T.[1]) In der gleichen Publikation wird (S. 232) aus der prozentualen Verteilung der an Lungen-T. Gestorbenen unter die verschiedenen Altersjahre bzw. -gruppen zu verschiedenen Zeiten auf eine Zunahme der Mortalität an Lungen-T. im Säuglingsalter zugunsten der folgenden Kindesalter geschlossen, was ebenso unrichtig ist, wie die gleiche Folgerung aus dem Verhältnis der Mortalität an Lungen-T. in den verschiedenen Altersgruppen zu je 1000 der im gleichen Alter überhaupt Gestorbenen. Die Sterblichkeit der Säuglinge an T. hat vielmehr abgenommen, wie aus den besonderen Sterbeziffern dieses Alters (ebenda S. 231) hervorgeht. Vgl. a. u. S. 26f.!

Die beste Vergleichsmöglichkeit wäre bei Berechnung von T.-Mortalitätsindizes gegeben, ein Versuch fand sich nicht vor. Die besonderen Sterbewahrscheinlichkeitsziffern für T. endlich stellen den feinsten Maßstab dar, haben aber natürlich eine vollständige Absterbeordnung Tuberkulöser zur Voraussetzung; zur Bestimmung der T.-Häufigkeit in der freien Bevölkerung ungeeignet, sind sie nur für die speziellen Versicherungszwecke brauchbar.

In den späteren Darlegungen wird über die T.-Sterblichkeit nach Alter und Geschlecht im besonderen gesprochen werden; es läßt sich aber in den nächsten Abschnitten ein Vorgreifen nicht umgehen, da die Kombination mit dem Alter und Geschlecht, wie in der ganzen Sterbestatistik so auch hier, hervorragende Bedeutung hat.

2. Räumliche Gliederung.

a) Internationale Tuberkulosestatistik.

Vielfach wird unter den Krankheiten, die in europäischen Staaten sich vergleichen lassen, auch die T. aufgezählt. Wenn überhaupt, gilt das nur in ganz beschränktem Sinne. Bei großer Vorsicht lassen sich allenfalls die Angaben über Lungenschwindsucht[2]) vergleichen, unmöglich ist das aber bei denen über T. anderer Organe und Miliar-T., deren Häufigkeit die größten örtlichen Verschiedenheiten aufweist. Diese rühren davon her, daß diese Erkrankungen, im Kindesalter viel häufiger als im späteren Alter vorkommend, nicht so oft ärztlich behandelt werden, daß sie vom Laien nur selten erkannt werden, aber auch die Anschauungen der Ärzte in den einzelnen Staaten sehr voneinander abweichen. Infolgedessen zeigen die Ziffern der verschiedenen Länder eine außer-

1) Nur zufällig entspricht der Verlauf der Quote hier der wirklichen Gestaltung der T.-Mortalität in ihrem Verhältnis zur Gesamtsterblichkeit. Eine Korrektur dieser Ausführung stellt die Fassung in dem Bericht B. G., 1912, S. 45 dar. Vgl. auch unten S. 26 (Tab. 17).

2) Und da nur, soweit diese Angaben die Altersperiode von 15—60 Jahren betreffen, also jene Altersklassen, bei denen die Schwierigkeiten der Diagnose weniger groß sind.

Digitized by Google

ordentlich wechselnde Höhe. In Großbritannien wird sehr häufig Darm-, Bauchfell-T. und Gekröseschwindsucht als Todesursache bei Kindern angegeben, in Deutschland sehr selten. Wie das bei den Ausweisen über T. anderer Organe ins Gewicht fällt, zeigt Tab. 2 (Handw. d. soz. Hyg., Art. von Prinzing). Es besteht danach ein auffallender Unterschied zwischen Deutschland und England in den jüngeren Altersklassen. Während in England z. B. im Säuglingsalter von 100 Sterbefällen an T. 72,2 solche an T. anderer Organe sind und 19,9 an Miliar-T., sind es in Deutschland nur 42,4 bzw. 2,1. Miliar-T. ist in England (alle Alter zusammen) sogar 18,3mal so häufig als in Deutschland. Näheres im Artikel „T.-Stat." im Handw. d. soz. Hyg., Bd. II, S. 648ff.

Tab. 2. Auf 100 durch Tuberkulose bedingte Sterbefälle kamen 1908 in England, 1907 in Deutschland Fälle von:

Im Alter	T. der Lungen		T. anderer Organe		Allgemeine T.	Miliar-T.
	England	Deutschland	England	Deutschland	England	Deutschland
0— 1 Jahr	7,9	55,5	72,2	42,2	19,9	2,1
1—15 Jahre	23,0	55,7	61,2	41,3	15,8	3,0
15—60 „	89,2	93,4	6,7	5,7	4,1	0,9
über 60 „	88,8	91,1	4,2	8,3	7,0	0,6
Zusammen	70,5	86,6	7,5	12,2	22,0	1,2

Diese Mängel und Schwierigkeiten der internationalen T.-Statistik bestehen heute noch, obschon das Internationale Statistische Institut gerade auf diesem Gebiete im letzten Jahrzehnt relativ viel getan hat (A. St. Archiv VII, 2, S. 159). Auf der Tagung in London (1905) wurde die Einsetzung einer besonderen Kommission zur Prüfung der Frage der T.-Statistik beschlossen, 1907 (Kopenhagen) sprach man sich unbedingt für eine Ausscheidung derselben aus der generellen Todesursachenstatistik aus, 1909 (Paris) wurden genau spezialisierte Grundsätze für ihre Aufmachung aufgestellt und zum Ausdruck gebracht, „daß es gegenüber der großen in der T. liegenden Gefahr sowohl in hygienischer wie in sozialer Beziehung dringend notwendig sei, die Statistik für diese Krankheit, und zwar die Mortalitätsstatistik ebenso wie auch die Morbiditätsstatistik, möglichst ausgedehnt und eingehender als bei den übrigen Todesursachen durchzuführen".

Betrachtet man die T.-Sterblichkeit in den europäischen Ländern, so zeigt sich in fast allen Staaten ein Rückgang (über die Ursachen der Abnahme, siehe S. 27). Der gegenwärtige Stand geht aus Tab. 3 hervor. Es ist zu bemerken, daß hier unter „Krankheiten der Atmungsorgane" Bronchitis, kruppöse Lungenentzündung und sonstige Krankheiten der Atmungsorgane zu verstehen sind; die Zahlen für Rußland beruhen auf der Annahme, daß dieses Land im ganzen eine etwas niedrige T.-Sterb-

Digitized by Google

Tab. 3. Die Tuberkulose in den größeren Staaten Europas im Jahre 1911.

Staaten	Sterbefälle an T. überhaupt	Von 10000 der mittleren Bevölkerung starben			
		an T. überhaupt	davon T. anderer Organe	an Krankheiten der Atmungsorgane	überhaupt
Deutsches Reich ohne Mecklenburg	103 470	16,0	2,1	22,1	172,7
Österreich	84 155	35,6	—	—	265,5
Ungarn	76 930	36,7	—	—	250,3
Rußland, europ. . .	(390 000)	(30,0)	—	—	267,6
Finnland	1 425	31,1	6,4	15,8	143,1
Rumänien	3 561	35,4	6,0	—	266,0
Italien	59 764	17,2	5,0	43,2	214,1
Spanien	31 389	16,1	3,5	40,6	237,9
Schweiz	8 233	21,8	6,2	16,6	157,7
Frankreich.	86 113	21,8	3,7	27,6	195,9
Belgien	9 593	12,9	2,7	24,7	164,7
Niederlande	9 386	15,7	3,8	21,6	145,0
Dänemark	1 464	13,2	1,2	19,4	140,4
Schweden	3 157	22,7	5,1	12,0	123,2
Norwegen	5 235	22,1	4,2	14,3	125,1
England und Wales	53 120	14,7	3,8	22,6	145,9
Irland	9 623	22,0	4,7	26,4	165,7
Summe dieser 17 Staaten . . .	936 618	—	—	—	—

lichkeit als Finnland und Warschau habe.[1]) Die höchst verschiedene T.-Mortalität der einzelnen Länder läuft durchaus nicht immer parallel mit der Höhe der allgemeinen Sterblichkeit oder mit derjenigen an Krankheiten der Atmungsorgane. Vergleiche namentlich Finnland, Italien, Spanien, Schweden! Beachtenswert sind die hohen T.-Sterbeziffern der östlichen und südöstlichen Länder, so vor allem auch Österreichs. Mit der Invalidenversicherung fehlt hier alles das, was dieser Versicherungszweig in Deutschland auf dem Gebiete der T.-Bekämpfung angeregt, gefördert und geschaffen hat. Eine eingehende Betrachtung der Tabelle würde zuviel Raum beanspruchen.

1) Über die Sterblichkeit an T. in den russischen Städten orientiert die nachstehende Tabelle, die dem „kurzen Bericht über die T.-Bekämpfung in Rußland bis zum 1. Januar 1913", einer Zusammenstellung von A. Wladimiroff für die XI. Internationale T.-Konferenz, entnommen ist. Diese Statistik stützt sich auf die Angaben der ärztlichen Zeugnisse über die Todesursachen und erstreckt sich auf ungefähr die Hälfte der städtischen Bevölkerung Rußlands. Auf je 10 000 Einwohner starben:

	1902	1903	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911
an Lungen-T. .	24,2	25,3	26,7	25,3	25,1	26,0	26,5	26,2	25,2	24,7
„ T. der übrigen Organe . .	4,5	5,1	5,9	4,5	5,4	4,5	4,9	5,2	4,4	4,4

Digitized by Google

Tab. 4. Tuberkulosesterblichkeitsziffern (auf 100 000 Einwohner berechnet) in europäischen Großstädten im Jahre 1912 (aus Jahrb. D. R. 1914 und 1915).

Städte	T. überhaupt	Städte	T. überhaupt	Städte	T. überhaupt
Berlin	197,7	Paris.	387,0	Christiania . .	237,2
Breslau . . .	287,0	Marseille . . .	279,0	Moskau[1] . . .	282,0
Zürich[3]. . . .	177,0	London[2] . . .	164,9	St. Petersburg	362,0
Wien	305,3	Brüssel . . .	219,2	Warschau . .	302,0
Budapest . .	358,6	Amsterdam[2] .	158,7	Bukarest . . .	394,0
Prag (1911). .	607,8[3]	Kopenhagen .	177,4	Madrid . . .	288,0
Rom	219,5	Stockholm[2] .	278,1		

[1] Moskau mit Vorstädten ohne Findelanstalt. [2] Sterbefallzahl auf die Wohnbevölkerung bezogen (sonst auf die ortsanwesende Bevölkerung). [3] Mangel an hygienischen Einrichtungen.

Zur Vervollständigung des Bildes sind in Tab. 4 die Koeffizienten einiger Großstädte Europas angeführt; fast alle stehen über dem Landesdurchschnitt, viele ganz bedeutend. Innerhalb der einzelnen Staaten bestehen wiederum die größten Verschiedenheiten[1]), hierfür zwei Beispiele: In der Hauptstadt und in den Provinzstädten Bulgariens (Jahresb. d. Ges. Med. 1912) starben von je 10 000 Einwohnern an T. in Widdin (1907) 75,0, in Philippopel (1900/01) 40, in Sofia (1905 bis 1909) 29,3.[2])

Von 10 000 Einwohnern (ohne Ortsfremde) starben an T. im Jahre 1912 (zit. in Versichgwiss. Mittlg. IX, 1, S. 20) in:

Wien	30	Prag	30	Graz	29
Linz	32	Triest	36	Krakau . . .	40
Salzburg . . .	29	Innsbruck . .	21	Lemberg . .	43

In Lemberg und Krakau ist also die T. noch einmal so häufig als in Innsbruck; die Ziffer für Prag ist gegenüber der in Tab. 4 angegebenen um 100 % zu klein.

Die außereuropäische Statistik liefert ebenso dürftige als unzuverlässige Angaben. Die folgende Tab. 5 weist sehr niedrige Ziffern für Britisch-Australien auf; in Japan und anderen Ländern ist die T. in Zunahme, die ohne Zweifel auf der Verbesserung der Erhebung und der Zunahme der ärztlichen Behandlung beruht.

Tab. 5. 1906 bis 1908 starben auf 10 000 Einwohner an Lungentuberkulose (gekürzt aus Handw. d. soz. Hyg. Bd. II, S. 648ff.) in:

Japan . . .	15,4	Neusüdwales . .	6,4	Neuseeland.	6,4
Victoria . . .	9,7	Süd-Australien .	8,2	Tasmanien .	6,3
Queensland .	6,5	West-Australien .	7,7	Chile . . .	25,5

1) Vgl. auch den Abschnitt „Die T. im Deutschen Reiche", S. 15ff.!

2) Die Verschiedenheit der Beobachtungszeit beeinträchtigt die Vergleichbarkeit der Ziffern.

Digitized by Google

Vom afrikanischen Kontinent haben wir keine Statistik; soviel steht indessen fest, daß die T. dort mit der Ausbreitung der Kultur stark zunimmt. Der Neger habe (nach dem belgischen Arzt Dr. Moucket, Zeitschr. f. Versichw. 1914, Nr. 27) eine geringere Widerstandskraft gegenüber der neueingeschleppten T. Diese scheine schon jetzt die häufigste Todesursache zu sein und mehr als ein Drittel der gesamten Sterblichkeit zu fordern.

Über die Vereinigten Staaten liegen auffallenderweise keine Zahlenergebnisse vor. Allerdings spricht Dr. H. Oertel selbst der Todesursachenstatistik von New York allen Wert ab (in der Zeitschr. „The American Underwriter" 1913, Nr. 5, zit. im Zentralbl. 1913, Sp. 256). In nur 23,8 % von 366 Fällen fand er die klinische Diagnose bestätigt. Dr. Cabot in Boston habe in 3000 Fällen die Todesursachenangabe mit den Ergebnissen der späteren Autopsie verglichen; die Angabe „akute Nierenentzündung" habe sich nur in 16 % der Fälle als richtig erwiesen, Miliar-T. in 52 % usw.

b) Die Tuberkulose im Deutschen Reiche.

Trotz der für die Ausbreitung der T. günstigen Bedingungen, kontinentales Klima mit schroffen Witterungsgegensätzen und starke zunehmende Betätigung auf industriellem Gebiete, ist es in Deutschland gelungen, die T.-Sterblichkeit erheblich herabzudrücken. Aus Tab. 6 ist diese Abnahme ersichtlich.

Tab. 6. In deutschen Orten mit 15 000 und mehr Einwohnern starben von 100 000 Einwohnern (Jahrb. D. R.):

	An T.	Krankheiten der Atmungsorgane [1]	Insgesamt [2]		An T.	Krankheiten der Atmungsorgane [1]	Insgesamt [2]
1877/81	357,7[3]	308,6	2671,9	1909	182,6	225,1	1607,8
1887/91	304,0[3]	279,5	2343,9	1910	177,8	203,4	1508,2
1897/01	218,7[3]	258,5	2045,6	1911	160,9	202,4	1622,9
1907	197,7	245,3	1705,4	1912	165,6	202,4	1459,1
1908	192,5	243,3	1707,2	1913	156,5	178,4	1401,7

[1] Ausschließlich T., Diphtherie, Krupp und Keuchhusten (bis 1904 einschließlich Keuchhusten). [2] Ohne Totgeburten. [3] An Lungenschwindsucht.

Im Jahre 1911 starben im Reich[1]) auf 100 000 der männlichen Bevölkerung 158,6[2]) an T., absolut in folgender Gliederung:

1) Ohne die beiden Großherzogtümer Mecklenburg.

2) Die Ziffer in Tab. 6 gilt für deutsche Orte mit 15 000 und mehr Einwohnern.

Digitized by Google

Geschlecht	T. der Lunge	T. anderer Organe	Akute allgemeine Miliar-T.	Zusammen
männlich	45 030	6 791	641	52 462
weiblich	43 583	6 752	673	51 008
Zusammen	88 613	13 543	1 314	**103 470**

Im Jahre 1912 sank die Zahl der Sterbefälle an T. auf 100 303, 1913 auf 94 927, die T.-Sterbeziffer auf 15,34 bzw. 14,30.

In Preußen starben an T.:

Jahr	Absolut	Von je 10 000 lebenden Einwohnern	Differenz gegen das Vorjahr auf 10000 Einwohner
1910	60 479	15,29	0,3
1911	61 219	15,12	0,17
1912	59 509	14,49	0,63
1913	56 583	13,59	0,90

In Bayern betrug die Zahl der Todesfälle an T. im Jahre 1910 15 342, 1912 13 512, 1913 12 479; die Sterbeziffern auf 100 000 Einwohner lauten für diese Jahre 222,9 bzw. 193,3 bzw. 176,7 (Jahrb. K. B.).

Die nach Landesteilen und nach Städten verschieden hohe T.-Mortalität erhellt aus den Tab. 7 u. 8. Entgegen der allgemeinen Darstellung, wonach die T.-Sterblichkeit im Westen und noch mehr im Süden Deutschlands besonders hoch ist, muß festgestellt werden, daß für die Orte mit 15 000 und mehr Einwohnern, für die allein die Statistik einigermaßen zutreffend ist, die Verhältnisse sich in den in Tab. 7 bezeichneten 8 Gebieten in den näher beobachteten Jahren 1900 bis 1913 verschoben haben.[1]) Während in den 14 Jahren die „Oberrheinische Niederung"

Tab. 7. Von 100 000 Einwohnern starben an Tuberkulose in Orten mit 15 000 und mehr Einwohnern (Jahrb. D. R.):

	1910	1912	1913
Ostseeküstenland	168,1	168,6	150,6
Oder- und Warthegebiet. . . .	220,6	**225,0**	**206,8**
Sächsisch-Märkisches Tiefland .	172,1	164,1	154,9
Nordseeküstenland	158,0	146,6	137,6
Niederrheinische Niederung . .	**154,6**	**136,6**	**131,3**
Mitteldeutsches Gebirgsland . .	170,9	153,1	148,1
Oberrheinische Niederung . . .	202,2	182,3	177,2
Süddeutsches Hochland	**226,8**	208,5	195,3

1) Die Zahl der an der Statistik beteiligten Orte schwankt von Jahr zu Jahr um ein geringes. Der Einfluß auf die Ziffern dürfte ein unbedeutender sein.

Digitized by Google

Tab. 8. Auf 10 000 Einwohner trafen im Jahre 1910 bzw. 1911 Sterbefälle (Stat. Jahrb. d. d. Städte 1913 u. 1914):

Städte	Überhaupt (allgemeine Sterbeziffer)		An T. überhaupt		Davon nicht Lungen-T.		Erkrankung der Atmungsorgane ohne T.	
	1910	1911	1910	1911	1910	1911	1910	1911
Augsburg . . .	182	**208**	22,81	*25,02*	3,93	*4,83*	18,68	*19,71*
Berlin	146	*156*	20,94	*19,93*	3,37	*3,13*	16,86	**32,90**
Bremen	137	*139*	21,22	*21,29*	**7,03**	**5,29**	17,45	*17,13*
Breslau	191	*195*	**29,98**	*28,06*	4,07	*3,87*	23,18	*23,32*
Charlottenburg .	**112**	**117**	**12,38**	**12,59**	**2,44**	**1,87**	**10,59**	**12,65**
Cöln a. Rh. . .	150	*180*	19,02	*19,66*	4,39	*4,49*	21,50	*23,84*
Darmstadt . . .	127	*139*	15,50	*16,78*	4,36	*3,59*	16,19	*17,36*
Dresden	138	*146*	18,06	*19,54*	2,89	*3,01*	15,63	*15,12*
Frankfurt a. M..	131	*126*	18,99	*17,54*	—	*3,47*	18,55	*14,16*
Fürth	154	*172*	23,72	*20,87*	3,00	*2,55*	16,22	*21,62*
Hamburg . . .	142	*148*	16,36	*15,67*	3,80	*3,48*	16,92	*18,11*
Leipzig	137	*159*	18,91	*19,22*	3,00	*3,81*	14,48	*15,88*
Metz	173	*190*	24,93	*21,25*	3,94	*5,24*	24,20	*26,64*
München . . .	159	*158*	25,27	*23,41*	4,80	*4,09*	15,90	*15,26*
Nürnberg . . .	151	*154*	22,52	*20,95*	4,19	*3,12*	21,54	*20,48*
Regensburg . .	**210**	*198*	24,72	**28,12**	5,56	*4,72*	20,88	*20,00*
Stuttgart . . .	142	*144*	18,93	*18,83*	3,92	*4,44*	17,75	*16,08*
Wiesbaden . . .	138	*144*	15,59	*15,09*	4,40	*4,81*	20,92	*19,17*
Würzburg . . .	188	*197*	24,29	*23,80*	2,50	*2,58*	**30,36**	*27,90*

mit ihrer T.-Sterbeziffer immer an dritter Stelle stand, hatten die Gebietsteile „Süddeutsches Hochland" und „Oder- und Warthegebiet" (nicht „Niederrheinische Niederung"!) die höchste und nächsthöchste Ziffer (9 mal stand „Süddeutsches Hochland" an erster, 5 mal an zweiter Stelle), und es ist bemerkenswert, daß das Oder- und Warthegebiet in den drei letzten Jahren, 1911, 1912 und 1913, die höchste Ziffer hat und daß der Unterschied gegenüber der Ziffer des süddeutschen Hochlands nicht unbedeutend ist. Am geringsten war die T.-Mortalität von 1900 bis 1906 im Ostseeküstenland, von 1907 bis 1913 gerade in der „Niederrheinischen Niederung" (Ruhrgebiet!).

In Bayern (s. Tab. 9, aus Bericht B. G.) verteilen sich die Sterbefälle an T. überhaupt bzw. an Lungen-T. auf die einzelnen Regierungsbezirke derart, daß im Jahre 1910 und 1912 die Oberpfalz die höchsten Ziffern hat, die niedrigsten Oberfranken bzw. Schwaben.

Bezüglich der deutschen Kolonien sei kurz bemerkt, daß die T. unter der farbigen Bevölkerung Deutsch-Ostafrikas in langsamem, aber stetigem Fortschreiten begriffen ist; in Deutsch-Südwestafrika kommt sie namentlich an der Küste vor, das Innere ist tuberkulosefrei. Vom Klima nur wenig beeinflußt, steht sie häufig in direktem Verhältnis zur Kultur, wie auch die Erfahrungen in den französischen Kolonien allgemein lehren.

Digitized by Google

Tab. 9. Auf je 100 000 Einwohner treffen im Jahre 1910 bzw. 1912 Sterbefälle an:

	T. überhaupt		Hiervon an Lungen-T.	
	1910	1912	1910	1912
Oberbayern	225,6	198	188,7	163
Niederbayern	228,5	198	201,7	167
Pfalz	230,6	194	187,3	156
Oberpfalz	**247,5**	**209**	**218,4**	**179**
Oberfranken	**194,3**	**178**	169,4	152
Mittelfranken	217,4	184	182,1	157
Unterfranken	230,5	196	192,7	162
Schwaben	206,9	186	**165,1**	**148**
Königreich	222,8	193	187,4	160

c) Die Tuberkulose in Stadt und Land.

Die relative örtliche Verteilung der T.-Häufigkeit weist große Unterschiede auf und macht es für die größeren **Städte** notwendig, die T.-Sterbefälle nach Standesamts- oder Stadtbezirken zu gliedern, zumal da das Vorhandensein von Heilanstalten, das für einzelne Bezirke gegenüber anderen eine Mehrbelastung mit Sterbefällen darstellt, und die Verschiedenheiten des Altersaufbaues von Einfluß sein können. Viel wichtiger ist aber nach Lexis (zit. Zeitschr. f. Sozialw. 1911) bei der Auszählung die Bildung von besonderen Bezirken, welche durch frühere Erfahrungen bereits in günstiger oder ungünstiger Weise gekennzeichnet sind; man könne dadurch auf besondere Bekämpfungsmaßnahmen hingewiesen werden. Durch die gewöhnliche Stadtbezirkseinteilung werden sehr häufig die Untergrundsverhältnisse verwischt.

Über die Ausbreitung der T. auf dem **Lande** haben wir noch wenig Kenntnis, die statistischen Angaben sind auch noch recht unzuverlässig, da genaue Nachforschungen z. B. in Preußen ergaben, daß viele (bis zu einem Drittel) der angegebenen Schwindsuchtssterbefälle keine solchen waren.

In Bayern ist die T.-Sterblichkeit in den Städten nicht unerheblich größer als auf dem Lande. Nach Tab. 10 (gek. aus dem Bericht B. G. und nach eigener Berechnung) erfährt indessen dieses Verhältnis eine allmähliche Annäherung, da die Abnahme der Mortalität in den Städten stärker ist als auf dem Lande. Die Sterblichkeitsziffern[1]) an Lungen-T. bewegen sich im Jahre 1910 zwischen folgenden Spannungen:

in den unmittelbaren Städten:

Minimum: Hof . . . . . 85 Maximum: Deggendorf . . 468

in den Bezirksämtern:

Minimum: Brückenau. . . . 73 Maximum: Neumarkt a. R. 404

1) Auf 100 000 Einwohner.

Digitized by Google

Tab. 10. Auf je 100 000 Einwohner treffen Sterbefälle in Bayern an:

	Im ganzen Königreich	Stadt	Land	Differenz	Setzt man für „Stadt" = 100, so erhält man für „Land"
			a) T. überhaupt		
1910	223	244	215	26	88,1
1909	234	258	226	32	87,6
1908	249	276	239	37	86,6
			b) Lungen-T.		
1910	187	203	183	20	90,1
1909	197	214	190	24	88,7
1908	210	232	203	29	87,5

Besonders auffallend ist der Sterblichkeitsunterschied zwischen Stadt und Land im Königreich Sachsen. Dort starben im Jahre 1910 auf 100 000 Einwohner in den Städten 141 an Lungentuberkulose, auf dem Lande nur 106, während für das ganze Land die Ziffer 122,9 betrug.

Für das gesamte Preußen findet Hillenberg (i. Handw. d. soz. Hyg.) die Abnahme der T.-Sterblichkeit auf dem Lande größer als in den Städten (nur im Osten überrage die Abnahme der Sterbeziffer in den Städten diejenige des Landes). Nach Fränkel (Berl. klin. Wochenschr.) ist der Sterblichkeitsrückgang auf dem Lande geringer, hier sei eben die T.-Sterblichkeit von vornherein schon geringer gewesen. Wo die Abnahme auf dem Lande größer ist, wird wohl das Anwachsen der Städte, welche die Erwerbsfähigen, jene Altersklassen, in denen die T. die meisten Opfer fordert, anziehen, also der verschiedene Altersaufbau von Einfluß sein, wo umgekehrt der Rückgang in den Städten größer ist, werden die sonst immer angeführten Momente der günstigen Wirkung der Landwirtschaft und der geringeren Bevölkerungsdichte durch die geringere hygienische Fürsorge auf dem Lande und die oft sehr schlechten Wohnungsverhältnisse neutralisiert werden.[1])

d) Einfluß von Wohnungsdichte und Höhenlage (Klima).

Damit streifen wir noch andere örtliche Momente, die für die Gestaltung der T.-Sterblichkeit von Bedeutung sind: die **Wohnungsdichtigkeit** und **Wohnungslage**; manche Forscher schreiben auch der **Höhenlage** einen Einfluß zu.

Je bevölkerter die einzelnen Stadtteile, je stärker die Besetzung der Wohnungsbestandteile, desto größer die Infektionsgefahr und desto höher die Sterbeziffer an T. Auf 10 000 Personen der Gesamtbevölkerung

1) Vgl. zu dieser Frage das Referat des Geh. Reg.-Rates Kehl-Düsseldorf über „Die T.-Bekämpfung auf dem Lande" in der 11. Generalversammlung des D. Zentralkomitees zur Bekämpfung der T. am 28. Mai 1907.

Digitized by Google

starben in Budapest (hier müssen alle Sterbefälle ärztlich beglaubigt sein; Handb. d. soz. Hyg.) an

Tuberkulose	im 4. Bezirk 16,4,	im 3. Bezirk 47,0
Bronchitis und Lungenentzündung . . .	„ 4. „ 8,4,	„ 3. „ 26,4

Ganz ähnlich zeigt sich der Einfluß der Bevölkerungsdichte in Wien.

Das enge Zusammenwohnen auf kleinem Raum mit all seinen schädlichen Folgen wird auch in erster Linie die unter den Seeleuten stark verbreitete T. bedingen (Reich i. ges. u. dem. Bez., S. 285).

In der folgenden Tab. 11 ist die Wohnungsgröße zur Zahl der Todesfälle an Lungen-T. in Charlottenburg im Jahre 1910 in Beziehung gesetzt. Wenn auch die Zahl der so gegliederten Fälle (3298 Todesfälle, darunter 293 an Lungen-T.) nicht gerade hoch ist, so geht doch deutlich hervor, daß der Anteil in den Ein- und Zweizimmerwohnungen mit 10,5 und 13,6 größer ist als in den Vier- und Fünfzimmerwohnungen (vgl. Sp. 3). Aus den Ergebnissen dürfen vielleicht um so eher Schlüsse auf den Einfluß der Wohnungsdichtigkeit gezogen werden, als Charlottenburg eine sehr günstige T.-Mortalität aufweist und das wirtschaftliche Moment nicht so sehr hervortritt. Denn mit der Wohnungsfrage hängt doch innig jene nach der Vermögens- und Wohlstandsabstufung zusammen. Vgl. Tab. 11 Sp. 2 und unten S. 42! Sehr eingehend beschäftigt sich mit dem Einfluß der Wohnung auf T.-Mortalität und -Morbidität Geh. Med.-Rat Wernicke in Lieferung 1 (insbesondere S. 69 bis 96) des Sammelwerks „Krankheit und Soziale Lage". Vgl. ferner ebenda, Lieferung 3, S. 578 bis 581 die Ausführungen Mosses.

Tab. 11.

Zimmerzahl	Von 100 Todesfällen überhaupt entfielen auf jede Wohnungsgröße	Todesfälle an Lungen-T.	
		Von 100 entfallen auf jede Wohnungsgröße	Auf 100 Todesfälle überhaupt in jeder Wohnungsgröße
	1	2	3
1	22,1	26,5	10,5
2	26,3	41,0	13,6
3	12,0	11,7	8,5
4	5,8	3,5	5,3
5	11,6	6,2	4,7
In Anstalten oder Wohnungen ohne Angabe der Zimmerzahl	22,2	12,1	4,8
Überhaupt. . . .	100,0	100,0	8,8

Gutgegliedertes Material, allerdings keine Verhältniszahlen, bietet auch das Statistische Jahrbuch der Stadt Berlin. Eine interessante Tabelle aus dem Jahrgang 1913 folge wegen Raummangels in gekürzter Wiedergabe.

Digitized by Google

Tab. 12. Die Todesfälle (ohne die in Anstalten) an Lungenschwindsucht nach der Zahl der Zimmer und der Personen in der Wohnung (Zahl der Zimmer **ohne** Küche) im Jahre 1910:

Gestorben in Wohnung mit . . . Zimmern	Von den Gestorbenen wohnten in Haushaltungen mit												Überhaupt
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	über 10	ohne Angabe	
	Personen												
Nur Küche	2	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	4
1	25	126	185	107	84	43	17	4	3	1	1	1	597
2	3	56	125	171	138	87	40	29	8	4	3	1	665
3	1	11	36	52	47	28	17	7	4	2	1	—	206
4	—	4	5	10	7	7	7	2	—	1	1	—	44
5	—	—	2	10	2	2	1	2	—	—	—	—	19
	usw.												
Ohne Angabe . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	20	20
Zusammen	31	199	356	355	283	170	82	45	15	8	6	22	1 572
Personen in den Haushaltungen	31	398	1 068	1 420	1 415	1 020	574	360	135	80	70	—	—

Die Zahl der in Berlin in Wohnungen an Lungenschwindsucht Gestorbenen nimmt ab. Diese Abnahme wird nicht durch eine Zunahme der in Anstalten Gestorbenen ausgeglichen. „Beachtenswert ist der Rückgang der an Lungenschwindsucht Gestorbenen in den Einzimmerwohnungen von 807 im Jahre 1906 auf 597 im Jahre 1910, ferner der in Zweizimmerwohnungen Gestorbenen von 748 auf 665" (nur die beiden Zahlen für 1910 sind aus Tab. 12 zu ersehen). Diese Verschiebung spricht für eine Verbesserung der hygienischen Verhältnisse, doch könnten auch die entsprechenden Bevölkerungskreise stärker unter den in den Anstalten Verstorbenen vertreten sein.

Über den Zusammenhang von Wohnungsdichte und T.-Morbidität siehe unten S. 51ff.

Es ist bei unserer Frage auch von Interesse zu erfahren, wieviel von den an T. Gestorbenen in Wohnungen und wieviel in Krankenhäusern und anderen Anstalten starben. In den letzteren starben in Berlin:

	1910		1911	
	überhaupt	darunter Auswärtige	überhaupt	darunter Auswärtige
Lungen- und Halsschwindsucht . . .	2052	217	1932	168
Miliar-T.	45	10	45	5
T. anderer Organe . .	323	45	290	62
Zusammen	2420	272	2267	235

Digitized by Google

Da die Gesamtzahl der T.-Sterbefälle im Jahre 1910 4312 betrug, starben (2420 d. i.) 56,1 % in Anstalten, 1908 54,5 %. Für die Sterbefälle an Lungenschwindsucht allein ergibt sich, daß von 3618 Todesfällen an dieser Krankheit 56,7 %, 1908 52,9 %, in Anstalten und Kliniken eintraten.

In den Strafanstalten (gemeinsame Haft) und Zellengefängnissen war die T.-Mortalität bis in die neueste Zeit erschreckend hoch; lange Zeit galt die T. als eigentliche Zuchthauskrankheit.

In den Strafanstalten und Verwahrungshäusern in Bayern (Zeitschr. B. L.-A. und Bericht B. Ges.) erkrankten an Lungen-T.:

1894—1898	1899—1903	1904—1908	1910	
5,7	4,8	5,7	4,2	% des Durchschnittsbestandes[1]
2,3	1,3	1,6	1,0	% des Gesamtbestandes[1]
				Davon starben:
14,1	13,5	11,0	13,8	% der an Lungen-T. Behandelten
30,2	36,7	44,8	41,3	% der überhaupt Gestorbenen
3,2	1,7	1,7	1,4	‰ des Gesamtbestandes[2]
8,0	6,5	6,3	5,8	‰ des Durchschnittsbestandes[2]

[1] Der Durchschnittsbestand ist sehr viel kleiner als der Gesamtbestand.
[2] Eigene Berechnung.

In den bayerischen Kreisirrenanstalten nahm die Mortalität an Lungen- und Darm-T. bis vor wenigen Jahren beträchtlich zu. Es starben auf je 1000

	1894—1898	1899—1903	1904—1908	1910
des Durchschnittsbestandes	15,1	18,4	23,1	20,4
des Gesamtbestandes . . .	11,7	14,4	17,4	15,6

Diese Zunahme erklärt sich daraus, daß immer mehr solche Geisteskranke aufgenommen werden, welche ärmeren Kreisen entstammen, bei denen also die T. an und für sich häufiger ist. Der erfreuliche Rückgang in den Strafanstalten ist zurückzuführen auf die verbesserten hygienischen Einrichtungen und darauf, daß infolge der bedingten Begnadigung der früheren Überfüllung der Anstalten mehr begegnet werden kann. Für das ganze Reich kann allgemein gesagt werden (vgl. Geschäftsbericht des D. Zentralkomitees 1913, S. I, 80ff.; „Die T. und ihre Bekämpfung in Gefängnissen"), „daß die T.-Sterblichkeit in den Gefängnissen zurzeit nicht größer, teilweise sogar erheblich geringer ist als in der freien Bevölkerung, zumal in derjenigen Klasse derselben, welcher die meisten Gefangenen entstammen".

Der Einfluß **klimatischer Faktoren,** insbesondere der **Höhenlage,** dürfte nicht gerade hoch einzuschätzen sein. Jedenfalls bestehen große Schwierigkeiten, diesen Einfluß statistisch zweifelsfrei darzustellen, da

Digitized by Google

neben klimatischen Faktoren manche andere, zumal soziale, auf die Gestaltung der T.-Sterblichkeit einwirken. Nur die Tatsache, daß schon ernsthafte Studien über diese Frage gemacht worden sind, rechtfertigen die Anführung der nachstehenden Tabelle, welche die Abnahme der Schwindsuchtssterblichkeit mit zunehmender Höhenlage dartun soll. Näheres hierüber findet sich bei Moß, Krankheit und soziale Lage, Lieferung 3, S. 593—597. Dort steht auch die nachstehende Tabelle, aber mit etwas anderen Zahlen. Ein spezifischer Einfluß auf die Lungen-T. ist dem Hochgebirgsklima nicht zuzuschreiben, dagegen ist die Zahl der Autoren nicht klein, die ihm besonders günstige therapeutische Eigenschaften zuerkennen. Zu ihnen gehört der Verfasser der Schrift „Die Lungen-T. im Hochgebirge", Stuttgart 1906, Dr. H. Philippi. Erwähnt sei auch die Arbeit L. Schröters, Die Verbreitung der Lungenschwindsucht in der Schweiz nach Höhenlagen; Inauguraldissertation, Schuhmacher, Berlin 1889.

Tab. 13. In der Schweiz starben 1904 bis 1908 von je 10 000 Einwohnern[1]):

In der Höhenregion	An Lungen-T.	T. anderer Organe	Zusammen
I. mittl. Höhe 200— 400 m über Meer	21,2	7,6	28,8
II. „ „ 400— 700 „ „ „	17,3	7,4	24,7
III. „ „ 700— 900 „ „ „	16,3	7,2	23,5
IV. „ „ 900—1200 „ „ „	16,4	6,9	23,3
V. „ „ über 1200 „ „ „	15,5	5,9	21,4

3. Zeitliche Gliederung.

a) Die zeitliche Gestaltung der Tuberkulosesterblichkeit.

Bei der Betrachtung der zeitlichen Gestaltung der T.-Mortalität nach Kalenderjahren zeigt sich ein empfindlicher Mangel an einwandfreiem Vergleichsmaterial. Schon mehrfach wurde der Rückgang der Sterblichkeit an T. erwähnt und der Zahlenbeleg dafür erbracht (vgl. Tab. 6, 7 u. 10). Diese Angaben finden noch eine Ergänzung durch die Tab. 14 bis 18 und genügen mit den letzteren als Basis für die Erörterung der Abnahmegründe.

Aus all diesen Tabellen ist die starke Abnahme der T.-Mortalität ersichtlich. Vergleicht man die Ziffern der Jahre 1880 und 1912 (Tab. 6, S. 15), so macht der Rückgang in den Orten mit 15 000 und mehr Einwohnern 53 % aus, er war größer als jener der allgemeinen Sterblichkeit, der 45% beträgt. Noch von 1907 bis 1912 sank die T.-Sterbeziffer um 16,2%, die allgemeine um 14,4%. In Bayern war die Abnahme noch stärker. Die Mortalität an Lungenschwindsucht ging hier

1) Jahresb. d. Ges. Med. 1912.

Digitized by Google

Tab. 14. In den 7 bevölkertsten Staatsgebieten des Deutschen Reiches (Preußen, Bayern, Sachsen, Württemberg, Baden, Hessen, Elsaß-Lothringen) sowie in Sachsen-Coburg-Gotha, Bremen und Hannover starben auf je 10 000 Lebendgeborene des 1. Lebensjahres bzw. auf je 10 000 Lebende der betreffenden Altersklasse[1]):

	Im ganzen	An T.	An Lungenentzündung und sonstigen entzündlichen Krankheiten der Atmungsorgane[1]
a) im Alter von 0—1 Jahr			
I. 1892—1901	2 164,0	23,70	180,20
II. 1902—1904	1 959,0	26,20	193,50
III. 1905—1908	1 872,5	26,50	198,50
b) im Alter von 1—15 Jahren			
I. 1892—1901	111,5	8,64	18,75
II. 1902—1904	88,3	8,21	17,17
III. 1905—1908	76,5	7,75	15,50
c) im Alter von 15—60 Jahren			
I. 1892—1901	92,8	29,99	12,71
II. 1902—1904	84,2	25,60	11,23
III. 1905—1908	81,0	23,25	10,50
d) im Alter von 60 u. mehr Jahren			
I. 1892—1901	727,5	40,90	109,90
II. 1902—1904	691,7	31,20	100,80
III. 1905—1908	690,0	26,50	98,25
In allen Altersklassen . . I	223	24	28
II	198	21	27
III	186	19	25

[1] Seit 1905 ohne Influenza.

in 19 Jahren (1894 bis 1912) um 44,6 % zurück, die T.-Sterblichkeitsquote um 20,1 %. Es ergibt sich ferner für Bayern von 1907 bis 1912 ein Rückgang der Gesamtsterblichkeit um 15,5 %, der T.-Mortalität überhaupt um 22,8 %, der Sterblichkeit an Lungenschwindsucht allein um 23,8 %.[2])

In Baden[3]) ist von 1903 bis 1913 eine Verminderung der Sterbefälle (absolut) an Lungen-T. um nahezu ein Viertel (23,2 %) eingetreten. 1903 betrug hier die Sterbeziffer an Lungenschwindsucht auf 10 000 Ein-

1) Zusammengestellt aus Reich i. ges. u. dem. Bez. und Med.-stat. Mitt. Bd. XIV, S. 164f., mit Berechnung von Mittelwerten.

2) Vgl. dazu die entgegengesetzt lautende Folgerung im Bericht B. Ges. 1914, S. 104f., wozu ein Diagramm verleitete, das falsch angelegt ist. Gleichen Ordinatenabschnitten (im gleichen Kurvennetz) dürfen nicht verschiedene Zahlenwerte beigelegt werden, je nachdem es sich um allgemeine oder T.-Sterblichkeit handelt.

3) Stat. Mitt. über das Großherzogtum Baden, NF. Bd. VII, II. Sondernummer 1914, S. 29.

Digitized by Google

Tab. 15. Auf je 10 000 Lebendgeborene im 1. Lebensjahre bzw. auf je 10 000 Einwohner des betreffenden Alters und Geschlechts starben an Tuberkulose im Deutschen Reiche (24 Staaten ohne Mecklenburg-Schwerin und Mecklenburg-Strelitz)[1]):

		Männliche	Weibliche	Zusammen	Quote: % aller Sterbefälle des betreffenden Alters
a) im 1. Lebensjahre	1907	—	—	25	1,48
	1908	—	—	25	1,45
	1909	—	—	23	1,41
	1910	—	—	22	1,38
b) 1—15 Jahre . .	1907	7	8	—[1]	10,70
	1908	6	8	—	10,05
	1909	6	8	7	10,20
	1910	6	7	7	10,90
c) 15—30 Jahre . .	1907	18,5	21,5	—[1]	45,6
	1908	18,5	20,6	—	45,1
	1909	16,8	19,8	18,3	44,1
	1910	16,5	19,9	18,2	44,8
d) 30—60 Jahre . .	1907	29,6	21,4	—[1]	23,2
	1908	28,7	21,4	—	22,6
	1909	26,9	20,0	23,4	21,1
	1910	25,4	19,9	22,6	22,47
e) 60 und mehr Jahre	1907	—	—	—[1]	5,3
	1908	29,75	20,1	—	5,34
	1909	27,9	19,0	23,1	5,2
	1910	26,0	18,7	22,0	5,06

[1] In Spalte 3 waren die Angaben für 1907 und 1908 nicht erhältlich.

wohner 21,3, 1913 14,4, sodaß eine Abnahme der Sterblichkeit um 32,4 % erfolgte.

Im Königreich Sachsen[2]) kamen noch im Jahre 1885 25,01 Todesfälle an Lungen-T. auf 10 000 Einwohner, 1890 24,13, 1895 20,98, 1900 19,06, 1905 15,54, 1910 12,29. Das ist von 1885 bis 1910 eine Abnahme der Sterblichkeit um 50,8 %, von 1905 bis 1910 eine solche von 20,9 %. Die absolute Zahl der Sterbefälle an Lungen-T. betrug im Jahre 1905 6812, im Jahre 1910 5875, d. i. um 13,7 % weniger.

Da die Abnahme der T.-Mortalität in Stadt und Land schon erörtert wurde (S. 18f.), bleibt nur mehr die Frage zu beantworten, ob alle Altersklassen sich an ihr beteiligen. Die immer wiederholte Behauptung,

1) Zusammengestellt und berechnet aus Med.-stat. Mitt. aus dem Kais. Ges.-A. Bd. XIII—XVI. Die 1914 und 1915 erschienenen Bde. XVII u. XVIII waren dem Verfasser leider nicht zugänglich.

2) Die Sterbeziffern sind dem Art. von Radestock entnommen, Zeitschr. des Königl. Sächs. Stat. Landesamtes 1915, S. 95.

Digitized by Google

Tab. 16. Auf 10000 der mittleren Bevölkerung starben in Bayern:

	An T. überhaupt	An Lungen-T.		An T. überhaupt	An Lungen-T.
1913	17,7	14,8	1909	23,4	19,7
1912	19,3	16,0	1908	24,9	21,0
1911	20,9	17,4	1907	25,0	21,0
1910	22,3	18,7			

Tab. 17. Verlauf der Gesamtsterblichkeit, Mortalität an Lungentuberkulose und Tuberkulosesterblichkeitsquote in Bayern in den Jahren 1894 bis 1913[1]):

	I[1]	II[2]	III[3]		I[1]	II[2]	III[3]
1894	26,6	2,89	11,39	1904	23,5	2,38	10,68
1895	26,3	2,83	11,29	1905	23,7	2,41	10,63
1896	24,4	2,65	11,44	1906	22,2	2,21	10,45
1897	25,5	2,70	11,09	1907	21,9	2,10	10,07
1898	24,9	2,52	10,62	1908	21,7	2,10	10,13
1899	25,4	2,55	10,56	1909	21,1	1,97	9,76
1900	26,6	2,70	10,67	1910	20,0	1,87	9,88
1901	24,2	2,52	10,99	1911	20,5	1,74	8,88
1902	23,7	2,46	10,94	1912	18,5	1,60	9,10
1903	24,3	2,41	10,45	1913	17,0	1,48	8,70

[1] Auf 1000 Einwohner starben überhaupt. [2] Auf 1000 Einwohner starben an Lungen-T.
[3] An Lungen-T. starben in % aller Gestorbenen.

die T.-Sterblichkeit nehme im Säuglingsalter zu, ist nicht richtig.[2]) Ein Anstieg der Ziffer im ersten Lebensjahr fand allerdings statt, aber nur in den Jahren 1903 (04) bis 1906 (07), und zwar vor allem in Bayern, Sachsen, Baden, Elsaß-Lothringen (vgl. die Tab. in den Med.-stat. Mitt. Bd. XIV, S. 164ff.).[3]) Da für Bayern feststeht, daß die Lungen-T. diese Zunahme nicht herbeiführte (vgl. die Tab. in dem Bericht B. Ges. 1912, S. 48), kann nur die T. anderer Organe häufiger geworden, das ist häufiger als Todesursache erkannt und angegeben worden sein. Auch die Berliner Ziffern zeigen jene steigende Bewegung (Tab. 29), die hier indessen gleichfalls auf die häufigere Erfassung der T. anderer Organe zurückzuführen ist.

Im Alter von 1 bis 15 Jahren sinkt die T.-Mortalität am wenigsten, am stärksten in den hohen Altersklassen. Eine kleine Zunahme fand allein bei den 15 bis 30 Jahre alten Frauen statt. Die Reichsziffer stieg

1) Die Zahlen für andere Bundesstaaten reichen viel weiter zurück, so für das Königreich Sachsen bis 1873 (Stat. Jahrb. f. d. Kgr. S. 1890, S. 228 u. 246, sowie folg. Jahrgänge). Die Wiedergabe dieser sog. historischen Zahlenreihen unterbleibt aus den oben, insbesondere auf S. 8 angeführten Mängeln des Zahlenmaterials.

2) Von einer Zunahme ist z. B. noch die Rede in: Zentralbl. 1912, Sp. 108; Zeitschr. B. L.-A. 1910, S. 232 (vgl. oben S. 10 f.); Handw. d. soz. Hyg. 1912, Art.: Sterblichkeitsverh. u. Krankh. im schulpfl. Alter.

3) Diese Zunahme zeigt sich auch in der obigen Tab. 14.

Digitized by Google

etwas unter dem Einfluß der zum Teil bedeutenden Erhöhung, welche die Ziffern vor allem der östlichen Provinzen Preußens und von Oldenburg, Lippe, Sachsen-Meiningen, Lübeck erfuhren (Bayern nicht), und zwar eigentümlicherweise in dem sonst eine so günstige Sterblichkeit aufweisenden Jahr 1910. Losch (zit. im Zentralbl. 1914, Sp. 280) ermittelte für die 15 bis 35 Jahre alten württembergischen Frauen im Jahrfünft 1906 bis 1910 ebenfalls eine Zunahme der T.-Sterblichkeit, E. Roesle (ebenda 1915, Sp. 25f.) aber für die sächsischen 15 bis 30 Jahre alten Frauen eine fortschreitende Abnahme. Wäre jene Zunahme in Württemberg nur unter dem Einfluß der zunehmenden Erwerbstätigkeit erfolgt, hätte sich für Sachsen kein Rückgang zeigen können. Nach den Darlegungen von Roesle scheint es richtiger zu sein, den Unterschied mit der verschiedenen Abnahme der Gebärtätigkeit in beiden Ländern zu erklären. Sie ist in Sachsen viel stärker zurückgegangen als in Württemberg, darum mußte sich auch ihr „Einfluß auf die T.-Sterblichkeit während der Hauptgebärtätigkeitsperiode in Sachsen vermindern".

Man kann danach zusammenfassend sagen, daß das weibliche Geschlecht an dem T.-Rückgang weniger und nicht regelmäßig beteiligt ist, was auch durch die folgende Tab. 18 bestätigt wird. Siehe auch unten S. 34ff.!

Tab. 18. In Berlin (Jahrb. Berl.) starben von 100 000 Personen des betreffenden Geschlechts an Lungenschwindsucht innerhalb der Jahre

	Männlich	Weiblich		Männlich	Weiblich
1906	225,70	149,70	1909	218,17	150,47
1907	222,13	150,13	1910	210,72	142,54
1908	225,86	147,36			

b) Die Ursachen der Abnahme der Tuberkulosemortalität und ihre Beziehungen zur allgemeinen Sterblichkeit. Tuberkulose und allgemeine Absterbeordnung.

Als Hauptursachen des seit Mitte der achtziger Jahre besonders starken Rückgangs nennt B. Fränkel (Berl. klin. Wochenschr. 1908, Nr. 12) die Entdeckung des Erregers der T. durch Robert Koch und die daran sich anschließende spezifische Bekämpfung sowie die Verbesserung der sozialen Lage der Arbeiterbevölkerung durch die Pflichtkrankenversicherung und die weiteren sozialen Maßnahmen. Als wichtige Folge der durch die Sozialversicherung veranlaßten Maßnahmen wird die fortschreitende ärztliche Behandlung der T. vor allem in den unteren sozialen Schichten zu nennen sein.

Man erhebt den Einwand, die Abnahme sei nur eine scheinbare. „. . . sobald durch ärztliche oder hygienische Maßnahmen", schreibt

Digitized by Google

Gottstein (Die Stat. in Deutschl., Ehrengabe für Mayr, Bd. I, S. 351), „die Dauer der Erkrankung bis zum Eintritt des Todes verlängert wird, und zwar zunehmend von Jahr zu Jahr, wie z. B. bei der Ausdehnung der Heilstättenbehandlung, so kann bis zum Eintritt des Beharrungszustandes lediglich hierdurch eine Abnahme der jährlichen Mortalität vorgetäuscht werden." Der Rückgang der T.-Sterblichkeit ist aber sicher keine vorübergehende Erscheinung; es wird nicht nur die Krankheitsdauer verlängert, sondern es tritt in zunehmendem Maße gänzliche Heilung ein. Eine andere, häufig vertretene Ansicht ist jene, die verfeinerte Diagnose würde jetzt viele Todesfälle anderen Krankheiten zuschreiben, die früher auf das Konto der T. gesetzt worden seien. Die Folge sei z. B. das Häufigerwerden der Krankheiten der Respirationsorgane. A. Damaschke schreibt noch in der 8. Auflage (1913) seines Buches „Die Bodenreform" S. 70 und 71: „Es werden zwar Zahlenangaben veröffentlicht, die von kleinen, aber doch merklichen Erfolgen zu berichten wissen. Daß diese Zahlen irreführend sind, hat ... v. Gruber ... nachgewiesen. Er zeigt, daß die Abnahme der Todesfälle an T. auch in Preußen, gerade wie das früher für England festgestellt wurde, zum Teil einfach dadurch zu erklären ist, daß jetzt mehr Menschen als früher an akuten Lungenkrankheiten sterben." Eine diesen Zeilen folgende zweifelhafte Tabelle bestätigt diese irrige Anschauung. Es ist indessen Tatsache, daß die Todesfälle an Krankheiten der Respirationsorgane nur ganz vorübergehend zunahmen und sich nicht so vermehrten, um den Ausfall der T.-Sterblichkeit auszugleichen; sie zeigen im Gegenteil, schon seit Mitte der achtziger Jahre im Rückgange, in den letzten Jahren eine Abnahme, die jene der T.-Sterblichkeit noch etwas übertrifft. Die betreffende Ziffer fiel in deutschen Orten mit 15 000 und mehr Einwohnern von 1907 bis 1912 um 17,5 %, jene für die T. um 16,7 %.

Die in den außerdeutschen Ländern beobachtete Abnahme ist ebenfalls auf hygienische Maßnahmen und Verbesserung der Vermögensverhältnisse der unteren Klassen zurückzuführen.

Der Rückgang der T.-Sterblichkeit bedingt wesentlich das Sinken der allgemeinen Mortalität. Die Beziehungen zwischen allgemeiner und T.-Mortalität werden am besten klargelegt durch eine Untersuchung des Einflusses der T. auf die allgemeine Absterbeordnung. Eine interessante Arbeit von Steiner-Stoß (Mitt. der Vereinig. schweizer. Versicherungsmath. 1906, Heft 1) gibt in dieser Hinsicht wertvolle Aufschlüsse. Die Untersuchung benützt weiter zurückliegende Zahlenergebnisse und ist leider nicht auch für die neuere Zeit wiederholt, so daß es bedauerlicherweise nicht möglich ist, die Größe jener Beeinflussung zu verschiedenen Zeiten darzulegen. Trotzdem seien die Hauptergebnisse der Arbeit, die den Einfluß der Lungen-T. auf die Absterbeordnung der schweizerischen Bevölkerung (1881 bis 1888) behandelt, angeführt, da hieraus auch eine zeitliche Erscheinung, der Grad der Beeinflussung in

Digitized by Google

den verschiedenen Menschenaltern, ersichtlich wird. 48513 Todesfälle an Schwindsucht liegen den Berechnungen zugrunde, die in der Hauptsache folgendes ergaben:

Im erwerbsfähigen Alter ist die Schwindsuchtssterblichkeit am größten, es tritt infolgedessen ihr Einfluß auf die Absterbeordnung hier am meisten hervor (siehe Tab. 19). Im produktiven Alter ist sie als spezifische Ursache „der vorzeitigen Sterblichkeit" anzusehen und deshalb von hervorragender Bedeutung für das Versicherungswesen. Wäre sie auszuschalten, so würde die Lebensdauer verlängert werden.

Tab. 19. Sterbewahrscheinlichkeitsziffern, d. h. von 10000 Personen, die eines der nebenstehenden Altersjahre antraten, starben während desselben.

Altersgruppe	Bei Einschluß der Schwindsuchtsmortalität	Bei Ausschluß der Schwindsuchtsmortalität	Differenz
0—14	21,83	21,24	0,59
15—59	11,66	8,97	2,69
60 und mehr	76,59	75,06	1,53

In der Überlebensordnung tritt die Verlangsamung des Absterbens bei Ausschluß der Phthisismortalität noch deutlicher hervor. In Tab. 20 bedeuten die Prozentzahlen die Differenz der nicht angeführten absoluten Zahlen der Überlebenstafel bei Einschluß und Ausschluß der Schwindsuchtsmortalität. So besagt die Zahl „16,5": bei Ausschluß der Phthisismortalität erreichen das Alter von 60 Jahren 16,5 % aller Lebendgeborenen mehr als bei Einschluß derselben. Von 10000 lebendgeborenen Knaben überleben das 45. Altersjahr 5578; bei Ausschluß der Lungen-T. als Todesursache würden 581 oder 10,4 % mehr leben.

Tab. 20.

Alter	%	Alter	%	Alter	%
0	0,0	30	4,5	60	16,5
5	0,3	35	6,4	65	18,4
10	0,5	40	8,4	70	20,4
15	0,7	45	10,4	75	21,6
20	1,3	50	12,5	80	22,6
25	2,7	55	14,5	85	22,9

Der Einfluß der Lungen-T. auf die mittlere Lebensdauer macht sich, vom Kindesalter abgesehen, beim männlichen Geschlecht stärker bemerkbar als beim weiblichen. Durch sie wird die volle mittlere Lebensdauer eines Neugeborenen um 3 Jahre verkürzt, nämlich beim männlichen Geschlecht von 46 auf 43, beim weiblichen von 49 auf 46 herabgedrückt. „Die Personen, die der T. zum Opfer fallen, würden natür-

Digitized by Google

lich auch sterben, wenn es gelingen sollte, die Schwindsucht so erfolgreich zu bekämpfen wie andere, früher ebenso gefürchtete Krankheiten (Pocken, Puerperalfieber usw.). Der zeitliche Verlauf der Sterblichkeit aber wäre ein anderer."

c) Der jahreszeitliche Verlauf.

Am Schlusse dieses Abschnittes sei noch einiges über die jahreszeitliche Bewegung der T.-Mortalität gesagt. Die T. gehört zu jenen Todesursachen, die in ausgesprochener Weise einen besonderen jahreszeitlichen Verlauf haben. Im allgemeinen erreichen die Todesfälle an T. ihr Maximum im Winter und Frühjahr, meist im April oder Mai, mit einigen Verschiebungen je nach der örtlichen Lage. Die geringste Sterblichkeit zeigen die Monate August und September und deren Nachbarmonate.[1])

Tab. 21. Nach Prinzing (Handb. d. med. Stat. S. 412, zit. Hand. d. Hyg.) ist in Bayern 1893 bis 1902 die Verteilung von je 1200 jährlichen Todesfällen an Tuberkulose folgende:

Januar . .	99	Mai	124	September .	79
Februar . .	109	Juni. . . .	112	Oktober . .	**76**
März . . .	122	Juli	96	November .	80
April . . .	**129**	August . .	86	Dezember .	88

Tab. 22. Im Jahrzehnt 1900 bis 1909 starben in Wien (Hand. d. Hyg.) 75 325 an Tuberkulose. Diese Todesfälle gliedern sich wie folgt, wenn man das Jahr in 13 vierwöchentliche Perioden einteilt:

	In %		In %		In %		In %
I.	7,6	V.	**9,8**	IX.	6,3	XIII.	6,6
II.	8,3	VI.	9,3	X.	**6,1**	Summe	100,0
III.	9,0	VII.	8,1	XI.	**6,1**		
IV.	**9,6**	VIII.	6,7	XII.	6,5		

Tab. 23. In Berlin (Jahrb. Berl.) fallen von den 3772 Todesfällen an Lungen- und Halsschwindsucht des Jahres 1909 auf die Monate

Januar . .	365	Mai	375	September .	252
Februar . .	320	Juni. . . .	290	Oktober . .	299
März . . .	359	Juli	275	November .	285
April . . .	378	August . .	274	Dezember .	300

Das Maximum fällt sonach in Berlin in den April und Mai (starker Abfall im Juni); eine hohe Zahl weist daneben noch der Januar auf, in den im Jahre 1910 das Maximum fällt.

1) Die allgemeine Sterblichkeit hat in den Ländern Mittel- und Nordeuropas einen ähnlichen, weniger stark ausgeprägten Verlauf; doch steigt hier die Sterblichkeit auch vielfach nach der Sommerkulmination unter dem Einfluß der Kindersterblichkeit.

Digitized by Google

Für die „Registration Cities" der Vereinigten Staaten (Westergaard, Die Lehre von d. Mort. u. Morb., S. 311) liegen die Verhältnisse ganz ähnlich. Es sterben an Consumption (T.) die meisten im Januar bis März, die wenigsten im August und September.

4. Sachliche Gliederung.

a) Die Tuberkulosemortalität nach Alter und Geschlecht.

„Nicht jedem Menschenleben, das nach den Sterbelisten geendet hat, darf die gleiche Bedeutung für die Gesamtheit des Volkes zuerkannt werden; der Tod eines eben zum Leben erwachten Säuglings oder eines schaffensmüden Greises hat in dieser Hinsicht eine ganz andere Bedeutung als der eines lebenskräftigen arbeitsfähigen Mitgliedes der Gesellschaft oder eines Kindes, auf dessen körperliches Gedeihen und geistige Heranbildung bereits jahrelang Sorgfalt, Mühe und Kosten verwendet worden sind." (Reich i. ges. u. dem. Bez.) Es ist deshalb die Gliederung der Todesfälle an T. **nach dem Alter** der Gestorbenen wichtiges Erfordernis der Statistik, ja von allen Differenzierungen der Sterbemasse stellt jene nach dem Alter die bedeutungsvollste dar; mit ihr wird zweckmäßig auch die nach dem **Geschlecht** verbunden. Die Ergebnisse dieser Gliederung gehen aus Tab. 1, 14 und 15 und aus den folgenden Tab. 24 bis 28 hervor.

Die Zahlenangaben in den genannten Tabellen lassen sich nicht ohne weiteres vergleichen; die ungleichen Altersstufen bilden ein großes Hindernis. Das Berliner Material ist wohl am besten gegliedert, erstreckt sich aber auf ein zu enges Gebiet, um allgemeinere Geltung zu haben, die Zahl der den Berechnungen zugrunde liegenden Todesfälle an T. (rund 4000) ist auch zu klein, um zufällige Schwankungen namentlich in den höheren Altersklassen nicht zuzulassen, außerdem ist der Altersaufbau der Berliner Bevölkerung ein anormaler, durchaus anderer als der des ganzen Landes.

Tab. 24. Es starben in Berlin (Jahrb. Berl. 1913) von 100 000 im nebenstehenden Alter befindlichen männlichen bzw. weiblichen Personen innerhalb des Jahres 1910 an Lungenschwindsucht:

Alter	Männlich	Weiblich	Alter	Männlich	Weiblich	Alter	Männlich	Weiblich
0— 5	80,66	66,45	30—35	276,57	229,97	60—65	329,57	141,41
5—10	12,34	31,91	35—40	297,86	185,85	65—70	376,96	182,79
10—15	20,31	45,44	40—45	322,82	150,08	70—75	206,92	129,91
15—20	134,63	145,92	45—50	324,43	109,14	75—80	225,85	91,68
20—25	225,31	195,73	50—55	369,15	132,99	über 80	190,29	53,46
25—30	231,60	212,13	55—60	385,54	132,72	überh.	210,72	142,54

Digitized by Google

Tab. 25. Auf je 100 000 Lebende jeder Altersgruppe starben in Bayern an Tuberkulose überhaupt (Bericht B. Ges. 1912, S. 48):

Lebensjahre	1910	1905	1900	1895
1.	443	570	549	523
2.	294	361	515	549
3.— 5.	117	151	174	166
6.—10.	62	82	86	83
11.—15.	74	91	83	101
16.—20.	167	198	184	224
21.—30.	269	335	357	353
31.—40.	291	403	398	405
41.—50.	284	364	385	430
51.—60.	333	387	427	448
61.—70.	365	460	515	501
71. und darüber	245	286	267	266
Summe	223	284	299	310

Tab. 25a. Im Königr. Sachsen kamen Todesfälle an Lungentuberkulose auf je 10000 der betr. Altersklasse:[1])

Im Alter von	a) beim männlichen Geschlecht		b) beim weiblichen Geschlecht		Differenz der Ziffern beider Jahre		Die Abnahme beträgt in Prozent	
	1905	1910	1905	1910	männl.	weibl.	männl.	weibl.
unter 10 Jahren	2,95	2,52	3,64	2,78	0,43	0,86	14,6	23,6
10 bis 20 „	5,65	3,85	8,26	7,24	1,80	1,02	31,8	12,3
20 „ 40 „	20,43	16,34	26,42	20,84	4,09	5,58	20,0	21,1
40 „ 60 „	31,64	23,06	17,29	13,49	8,58	3,80	27,1	22,0
über 60 „	24,94	23,97	14,79	12,75	0,97	2,04	3,8	13,7
Überhaupt	15,36	12,29	14,88	9,36	3,07	5,52	19,9	37,0

Tab. 25b. Absolute Zahl der Sterbefälle an Lungentuberkulose im Königreich Sachsen:[2])

	Im Königreich		In den 5 größten Städten Chemnitz, Dresden, Leipzig, Plauen u. Zwickau		Die Sterbefälle in den 5 Städten betrugen in Prozent aller Sterbefälle des Königreichs	
	1905	1910	1905	1910	1905	1910
Männlich . . .	3346	2852	1405	1206	41,9	42,3
Weiblich . . .	3466	3023	1285	1137	37,0	37,6
Überhaupt . .	6812	5875	2690	2343	39,5	39,8

1) Zeitschr. des Kgl. Sächs. Stat. Landesamtes 1915, S. 98 und eigene Berechnung.

2) Die absoluten Zahlen aus Zeitschr. des Kgl. Sächs. Stat. Landesamtes 1915, S. 98.

Digitized by Google

Tab. 26. Nach Prinzing (Jahresb. d. Ges. Med. 1904): Setzt man die Sterblichkeit des männlichen Geschlechts an Tuberkulose = 100, so ist die des weiblichen Geschlechts:

Im Alter von Jahren	Preußen	Bayern	Im Alter von Jahren	Preußen	Bayern
0— 5	92	94	20—30	89	99
5—10	135	134	30—40	90	96
10—15	180	200		usw.	
15—20	109	134	Zusammen	83	83

Tab. 27. Setzt man die Sterblichkeit des männlichen Geschlechts überhaupt und an Tuberkulose je = 100, so ist im Jahre 1910 in Bayern die des weiblichen Geschlechts[1]):

Lebensjahre	Sterblichkeit überhaupt	An T.	Lebensjahre	Sterblichkeit überhaupt	An T.
1.	80	92	31.—40.	109	108
2.	95	101	41.—50.	70	62
3.— 5.	92	114	51.—60.	80	57
6.—10.	98	130	61.—70.	88	60
11.—15.	119	200	70. u. darüber	97	69
16.—20.	106	148	Im ganzen	92	93
21.—30.	105	116			

Tab. 28a. Von Kindern bis zum 15. Lebensjahr starben in Preußen (Handw. d. soz. Hyg., Art. „Sterbl. i. schulpfl. Alt.") im Jahre 1910 an Tuberkulose auf je 100 Gestorbene im

Alter von	Männlich	Weiblich	Alter von	Männlich	Weiblich
0—1 J.	1,19	1,17	5—10	11,14	13,91
1—2	4,62	4,13	10—15	18,33	29,65
2—3	7,50	6,95	0—15	3,26	4,14
3—5	8,23	9,17	Zusammen	3,67	

Tab. 28b. Von 100 0—15 Jahre alten Gestorbenen starben in Preußen (ebenda) an Tuberkulose:

1876	2,19	1891	3,01	1905	3,65
1881	2,53	1901	2,55	1910	3,67

Der Verlauf der T.-Sterbeziffer nach Altersklassen ist kurz folgender: Im ersten Lebensjahr ist die Infektionsgefahr von seiten der Mutter sehr groß, ihr entspricht die hohe Ziffer. Dann lockern sich die Beziehungen zwischen Mutter und Kind, die Koeffizienten fallen. Bald zeigt sich der Einfluß, den die Geschlechtsverschiedenheit, die Puber-

1) Nach eigener Berechnung; Grundzahlen (besondere Sterbeziffern) in dem Bericht B. G. 1912, S. 48.

Digitized by Google

tätszeit auf die weibliche T.-Sterblichkeit ausübt. Die mangelnde körperliche Erziehung trägt sicher mit daran Schuld, daß sie jene der Knaben um das Doppelte und mehr übertrifft. Die ersten Anzeichen beginnender T. bestehen oft nur in Bleichsucht, Magerkeit und Magenstörungen und sind wohl zu beachten. Mit dem 15. Lebensjahr beginnen die Sterbeziffern beider Geschlechter zu steigen und nähern sich auch wieder mit dem Eintritt der Erwerbstätigkeit. Da diese beim Manne größer ist, wachsen die Ziffern für das männliche Geschlecht immer mehr in direkter Progression und sinken erst nach dem 65. und 70. Lebensjahre. Die Ziffer für das weibliche Geschlecht fällt; es ist aber bemerkenswert, daß das Sinken der weiblichen T.-Sterbeziffer unter die der Männer im allgemeinen erst nach dem 35. Lebensjahre einsetzt, indem die Gebärtätigkeit für die jungen Frauen besonders ungünstig ist und eine größere Anzahl der T. zum Opfer fallen läßt. Nach der sächsischen Statistik wurden z. B. unter 488 Todesfällen von Wöchnerinnen, welche weder an Kindbettfieber noch an anderen Folgen der Geburt und des Kindbettes starben, nicht weniger als 143 Fälle (29,3 %) durch T. verursacht (zit. Zentralbl. 1914, Sp. 280).

Den Einfluß des Geschlechts läßt sehr deutlich Tab. 26, 27 und 28a ersehen. Im ganzen ist die T.-Sterblichkeit in fast allen Staaten beim männlichen Geschlecht größer als beim weiblichen. In früheren Jahren war das Verhältnis der T.-Mortalität der Männer zu jener der Frauen in Preußen und Bayern 100 : 83 (Tab. 26), 1900 in Bayern 100 : 93 (Tab. 27). Für die jüngste Zeit läßt sich wohl allgemein eine Minderung des Abstandes der beiden Sterbeziffern nachweisen entsprechend der zunehmenden Erwerbstätigkeit[1]) des weiblichen Geschlechts und der erhöhten T.-Gefahr. In höchstem Maße auffallend ist aber in dieser Hinsicht die entgegengesetzte Tendenz der T.-Sterbeziffer nach dem Geschlecht im Königreich Sachsen. Wie sich aus Tab. 25a errechnen läßt, ist für das Jahr 1905 das Verhältnis der Sterblichkeit an Lungen-T. des männlichen zu der des weiblichen Geschlechts 100:96,8, für das Jahr 1910 100:76,1. Es wäre für den Statistiker und Sozialhygieniker eine dankenswerte Aufgabe, nach den Gründen dieser Erscheinung zu forschen, wie es sich überhaupt der Mühe lohnte, die Beziehung der T.-Sterblichkeit des männlichen Geschlechts zu der des weiblichen nach Zeit, Alter und Beruf zum Gegenstand einer besonderen Untersuchung zu machen.

Es wird hier auf die interessante Tab. 25a noch kurz einzugehen sein. Sie ermöglicht die Gegenüberstellung, in welchen Altersklassen der Rückgang der Mortalität an Lungen-T. ein großer oder geringer

1) Auch Koelsch erklärt die Beobachtung einer vermehrten weiblichen T.-Sterblichkeit als „einen Teil der Reaktion des weiblichen Organismus auf die erhöhte Arbeitsleistung und zunehmende gewerbliche Tätigkeit" (Krankh. u. Soz. Lage, Lfg. 1).

Digitized by Google

war. Radestock hat in seinem Artikel „die Sterblichkeit an Lungen-T. nach Alter und Beruf" in der Zeitschr. des Königl. Sächs. Stat. Landesamtes 1915 S. 95ff. den binnen fünf Jahren erzielten Rückgang der Lungen-T.-Sterblichkeit bei den Männern zwischen 40 und 60 Jahren um 8,58 Promille als glänzenden Erfolg, die Abnahme für die Kinder bis 10 Jahren um 0,43 bzw. 0,86 als geringfügig bezeichnet. Er übersah dabei, daß die errechnete Differenz nicht geeignet ist zum Vergleich der Abnahme in den einzelnen Altersklassen. Denn tatsächlich zeigt sich z. B., daß der Rückgang der Ziffer um 8,58 beim männlichen Geschlecht im Alter von 40 bis 60 Jahren eine Abnahme der Mortalität um 27,1 % bedeutet, während im Alter von 10 bis 20 Jahren dem Minus 1,80 ein Sinken der Sterblichkeit an Lungen-T. um 31,8 % entspricht, und daß die Abnahme der Mortalität in den Kinderjahren um 14,6 bzw. 23,6 % doch eine erhebliche genannt werden muß.

Für Bayern ergibt sich beim Vergleich der Tab. 26 und 27 folgendes: Die besonderen T.-Sterbeziffern für die beiden Geschlechter (alle Alter zusammen) haben sich bedeutend genähert (23,1 $^0/_{000}$: 21,5 $^0/_{000}$ = 100 : 93)[1]) derart, daß 1910 die T.-Sterblichkeit der beiden Geschlechter sich zueinander fast ebenso verhält wie die allgemeine Mortalität der Geschlechter. Bei Betrachtung der einzelnen Altersklassen ist ersichtlich, daß das weibliche Geschlecht im Verhältnis zum männlichen in den Kinderjahren durch T. nach wie vor gleich stark bedroht ist, daß aber vom 16. und insbesondere vom 20. Lebensjahr ab dieses Verhältnis sich sehr zu ungunsten des weiblichen Geschlechts verändert hat. Tab. 27 läßt erkennen, daß die allgemeine Lebensbedrohung des weiblichen Geschlechts der Intensität (nicht dem Umfange) nach bis zum 30. Lebensjahr viel geringer ist als jene durch die T., bzw. daß die bis etwa zum 10. Lebensjahre beobachtete, bezüglich der allgemeinen Sterblichkeit günstige Mortalität des weiblichen Geschlechts gegenüber der T. nicht besteht, daß in den mittleren Jahren der ungünstige Einfluß der Geschlechtsfunktionen durch die Gestaltung der T.-Mortalität stärker zum Ausdruck kommt als durch die der allgemeinen Sterblichkeit, endlich, daß aber etwa vom 35. Lebensjahr ab die T.-Gefahr für die Frauen bedeutend geringer ist als die allgemeine Sterbegefahr, gerade im Gegensatz zu den Sterbeverhältnissen bei den Männern.

Ein anderes Bild von der T.-Mortalität erhält man bei Betrachtung der Altersquoten der T.-Sterbemasse und der nach Altersklassen gegliederten Anteile der T. an der Gesamtsterblichkeit. Vgl. insbesondere Tab. 1 (S. 10) und 15 (S. 25)! Die Quoten stellen nach dem riesigen Bruchteil der im produktiven Alter Befindlichen die eminente soziale und

1) Demgegenüber ist interessant, daß dieses Verhältnis in Berlin 1910 100:67 ist; die besonderen Sterbeziffern der beiden Geschlechter ohne Gliederung nach Todesursachen stehen in diesem Jahre im Verhältnis 100:86,9. — Beachte auch, daß hier nicht von dem Geschlechtsverhältnis der (an T.) Gestorbenen die Rede ist.

Digitized by Google

wirtschaftliche Bedeutung der T. und deren Gefährlichkeit für die mittleren Altersklassen dar. Von den im Alter von 21—25 Jahren Gestorbenen fielen in Preußen im Jahre 1909 40,4 % der T. zum Opfer, im Deutschen Reich in den Jahren 1907 bis 1910 durchschnittlich 45 % von den 15 bis 30 Jahre alten Verstorbenen und nahezu 23 % von den Personen, die im Alter von 30—60 Jahren verstarben. Im vorgerückten Lebensalter sind zwar die T.-Sterbeziffern sehr hoch, aber die niederen Quoten lassen die T. für dieses Alter weniger bedeutungsvoll erscheinen. In den Kinderjahren sind die Quoten verhältnismäßig niedrig, es ist aber doch zu bedenken, „daß die T. unter den Todesursachen im schulpflichtigen Alter weit an der Spitze steht, ... daß sie in diesem Alter mehr Opfer fordert als die Infektionskrankheiten Scharlach und Diphtherie" (Gottstein i. Handw. d. soz. Hyg.). Sie nehme im Alter bis 15 Jahren sehr stark zu.[1]) Aus Tab. 28b darf indessen diese Zunahme nicht geschlossen werden. Die T.-Mortalität nahm vielmehr auch im schulpflichtigen Alter ab (siehe oben S. 26), allerdings langsamer als die allgemeine Sterblichkeit, und daraus erklärt sich die Zunahme der T.-Quote. Die bayerische Statistik will die Sterblichkeit, insbesondere an Lungen-T., im schulpflichtigen Alter zum Gegenstand spezieller Untersuchung machen.[2]) Die erstmaligen Ergebnisse dieser Statistik finden sich im Bericht B. Ges. 1914, S. 105, und in der Zeitschr. B. L.-A. 1914, S. 496.

Wegen Raummangels kann eine Tabelle des Jahrb. Berl. nicht aufgenommen werden, welche die T.-Sterbefälle nach dem Alter der Gestorbenen und dem ausführlichen Todesursachenverzeichnis (S. 7) gliedert. Von den an Lungenschwindsucht Gestorbenen (83,9% aller Todesfälle an T.) standen 85,1% im Alter von 20—60 Jahren, von den an tuberkulöser Hirnhautentzündung Gestorbenen (das ist 8,4% der Todesfälle an T.) hatten 84,0% das Alter von 10 Jahren noch nicht erreicht.

b) Einfluß der Familienstands- und Personenstandsverhältnisse.

Von Untersuchungen über Familienstand und T.-Mortalität[3]) fand sich nur eine vor, die Weinberg anstellte[4]), und deren Ergebnisse die folgenden sind: „Die verheirateten Männer haben in Stadt und Land eine wesentlich geringere T.-Sterblichkeit als die Ledigen und verheiratet Gewesenen. An dem geringen Unterschied zwischen Ledigen und Verheirateten in der Stadt sind Wanderungen und soziale Einflüsse sowie

1) Ebenso Prof. Geh. Obermed.-Rat Kirchner-Berlin, „Die T. im Kindesalter" in: Das deutsche Rote Kreuz und die T.-Bekämpfung 1912, S. 195f.

2) Ministerialentschließung vom 24. Januar 1912.

3) Es müssen besondere, nach Alter und Geschlecht gegliederte T.-Sterbeziffern einzelner Familienstandsklassen berechnet werden.

4) Zit. von Mosse, Krankh. u. Soz. Lage, Liefg. 3, S. 556. — Weinberg, „T. u. Familienstand": Zentralbl. für allg. Gesundheitspflege 1906.

Digitized by Google

eine gesundheitliche Auslese neben den Vorteilen der Ehe nicht unwesentlich beteiligt. Die verheirateten Frauen stehen in der Stadt mit ihrer T.-Sterblichkeit zwischen den Ledigen und den verheiratet Gewesenen. Auch hier spielen Wanderungen und physische Einflüsse eine Rolle. In ganzen Ländern ist die T.-Sterblichkeit am geringsten bei den verheirateten Frauen."

Wie über Familienstand und T.-Mortalität, ist auch bezüglich des Personenstandes nur die Anführung eines Beispieles möglich.

Im Gegensatz zu den meisten anderen Todesursachen im Säuglingsalter zeigt die Bedrohung durch T. bei ehelichen und unehelichen Kindern kaum einen Unterschied. In Berlin starben nämlich auf 1000 eheliche bzw. uneheliche Geborene an Lungen- und Halsschwindsucht, Skrofulose und tuberkulöser Hirnhautentzündung (bis 1903 inkl. nur Lungen-T.)[1]):

Tab. 29.

	eheliche	uneheliche		eheliche	uneheliche		eheliche	uneheliche
1899	2,25	3,13	1903	1,58	3,29	1907	3,16	2,88
1900	1,83	3,17	1904	3,57	3,57	1908	2,51	2,76
1901	1,68	3,33	1905	4,00	5,59	1909	2,55	2,62
1902	1,88	1,95	1906	3,39	3,02	1910	2,55	3,72

Eine Konstanz der Zu- oder Abnahme ist in den Reihen nicht zu erkennen, und die nicht unerheblichen Schwankungen erklären sich zum Teil daraus, daß die absoluten Grundzahlen relativ klein sind.

c) Tuberkulose als primäre und sekundäre Todesursache; insbesondere Tuberkulose und Alkohol.

Die ebenso wichtige als interessante Frage, **wie oft T.** überhaupt Todesursache, d. h. **entferntere und nächste oder hinzugetretene Todesursache** ist, wurde in statistisch brauchbarer Weise nicht oft zu lösen versucht. Viel zahlreicher sind Arbeiten, welche sich damit beschäftigen, die Zahl der überhaupt vorkommenden Infektions- und Erkrankungsfälle an T. festzustellen. Meist geben Obduktionsbefunde an Leichen zu Schlüssen auf die allgemeine Verbreitung der T. Anlaß. Doch sind diese deswegen falsch, weil das obduzierte Leichenmaterial nur den kleinsten Teil der Bevölkerung und in der Regel die von der T. mehr gefährdeten Armen umfaßt. Aus einer Untersuchung J. Bartels (Über Morb. u. Mort. des Mensch., 1911) geht z. B. hervor, daß die T. erschreckend häufig ist. Unter 2588 Fällen (Wiener Obduktionsmaterial), von Bartel 1908 und 1909 selbst behandelt, waren insgesamt durch den Nachweis einer anatomischen Läsion 1188 = **48,6** % als tuberkulös infiziert erkennbar. Davon waren abgeheilte T. etwa ein Drittel, akute 22,7, chronische 47 %; von der letzteren waren 37,4 % chronisch offene

1) Zusammengestellt aus: Jahrb. Berl., Jahrg. 26—32.

Digitized by Google

T. mit Heilungstendenz. Zur erwähnten Frage des Vorkommens der T. als entferntere und nächste Todesursache können leider die Angaben der Berliner Statistik (Jahrb. Berl., 26. Jahrg., S. 146f.) nicht herangezogen werden, weil die Zahlen nach der Aussage der publizierenden Stelle selbst nicht zuverlässig sind. Dafür sei einer anderen Frage etwas breiterer Raum gegeben, wie nämlich **Alkohol und T.-Sterblichkeit** sich verhalten.

Schon seit langer Zeit (1761) ist der enge Zusammenhang zwischen beiden erkannt und betont worden, wie Hoppe in seinem Handbuch, „Die Tatsachen über den Alkohol" (4. Aufl. 1912, insbes. S. 313—322, 367—369), ausführt. Die Ärzte haben auch nicht versäumt, durch die Statistik diesen Zusammenhang zu erhärten, und zwar indem sie einmal nachwiesen, daß mehr Tuberkulöse unter den Alkoholikern als unter den Nicht-Alkoholikern, und sodann umgekehrt, daß unter den Tuberkulösen mehr Alkoholiker sind als unter den Nicht-Tuberkulösen. Hoppe zitiert dafür zahllose Beispiele, hauptsächlich aus der Erkrankungsstatistik. Diese sind indes, da die Beobachtungen fast ausschließlich in Hospitälern, Delirantenhäusern, Heilstätten, pathologischen Instituten angestellt wurden, aus noch zu erörternden Gründen im allgemeinen nicht geeignet, den zahlenmäßigen Beweis eines Zusammenhanges zwischen Alkoholismus und Phthise zu erbringen. Nicht viel brauchbarer sind andere statistische Versuche an größerem Beobachtungsmaterial z. B. in Berlin und Basel. In Berlin (Jahrb. Berl., 29. Jahrg., S. 17* f.) belief sich die Gesamtzahl der Verstorbenen, bei denen im Jahre 1904 Alkoholismus irgendeine Rolle spielte, auf 821 Männer und 74 Frauen, das ist etwa 4,7 bzw. 0,5 % aller Sterbefälle beider Geschlechter. Bei Lungenschwindsucht der Männer kam Trunksucht in 5 % der Sterbefälle vor. In Basel (Mitt. d. Stat. Amtes d. Kantons Basel-Stadt 1911, Nr. 21) wurde die Mitwirkung des Alkoholismus bei den einzelnen Todesursachen für die Jahre 1892 bis 1908 bei den Männern untersucht, und es ergab sich, daß bei T., die 23,1 % aller Sterbefälle umfaßte, in 5,3 % der Todesfälle an dieser Krankheit Alkoholismus mitwirkte, und zwar stand die T. mit diesem Anteil (= Grad der Mitwirkung von Alkoholismus) an neunter Stelle. Am weitesten scheint Jacques Bertillon gegangen zu sein, der auf dem Internationalen Statistischen Kongreß zu Paris (1909) durch Zahl und Kartogramm nachzuweisen suchte, daß der Alkohol die Hauptursache der T. sei. Ist es auch auffallend, daß sich das Kartogramm, welches die Verbreitung der T. in Frankreich veranschaulicht, genau deckt mit demjenigen des Alkoholverbrauchs, so ist doch in dieser Form die Behauptung Bertillons kaum berechtigt, zumal er Momente, wie die Hygiene und Wohlstandsverhältnisse, außer acht läßt. Auf den Alkoholismus sei auch zurückzuführen, daß die T.-Sterblichkeit der Männer größer als die der Frauen sei. Sicher ist aber doch, daß auch andere Faktoren zu dieser ungünstigen Gestaltung der Männer-

Digitized by Google

sterblichkeit beitragen, insbesondere die gesteigerte Erwerbstätigkeit des Mannes im mittleren und späteren Alter.

Unzweifelhaft schafft die Trunksucht eine Prädisposition zur T.[1]), sie vermindert die Widerstandskraft des Körpers gegen die Infektion und macht vielleicht auch die Nachkommen für die T. empfänglicher; so sei die tuberkulöse Hirnhautentzündung namentlich bei Trinkerkindern sehr häufig. Aber der allgemeinen Erkrankungs- und Todesursachenstatistik wird es nie gelingen, den Zusammenhang bzw. das Maß des Zusammenhangs zwischen T. und Alkohol einwandfrei festzustellen. Der Begriff „Alkoholiker" ist ja auch ein zu dehnbarer. Außerdem ist die Trunksucht eine der Hauptursachen des Pauperismus, die wesentlichste Quelle der Verarmung und materiellen Not, sodaß die nicht sehr differenzierte Statistik ebenso den Zusammenhang zwischen T. und Armut (vgl. S. 42f.) wie den zwischen T. und Alkohol dartun kann. Ebensowenig kann die Statistik die Schädlichkeiten der sogenannten „Alkoholberufe", in denen die Sterblichkeit an Phthisis bekanntlich sehr groß ist, befriedigend nachweisen, sofern sie ihr Material aus der freien Bevölkerung nimmt. Denn die gesundheitlich schwächeren, die armen und unterernährten, für die T. an sich sehr empfänglichen Personen müssen von der Beobachtung ausgeschlossen sein, wenn die Schäden jener Berufe sich deutlich geltend machen sollen. Darum sind hier die Ergebnisse der Versicherungsstatistik besonders und fast allein wertvoll; es seien kurz die Beobachtungsergebnisse der Gothaer Lebensversicherungsbank 1852 bis 1902 (gek. aus: Florschütz, Allg. Versicherungsmed. Bd. III, 1914, S. 96ff.) an den Berufen wiedergegeben, die mit der Herstellung und dem Vertrieb alkoholischer Getränke in Beziehung stehen.

Es betrug die wirkliche Sterblichkeit in Prozent der rechnungsmäßigen

I. bei Gastwirten, Hoteliers, Oberkellnern, Wirten, Restaurateuren, Bierhändlern usw.,

II. bei Brauereibesitzern, -direktoren, Braumeistern, Braugehilfen, Bierfahrern usw.:

	Nach Versicherungsjahren		Nach dem Alter		Sämtliche Versicherungsjahre und Alter
	1.—5. %	6. u. flgde. %	15—50 %	51—90 %	%
I. Sterblichkeit überhaupt	133	155	167	143	152
„ an T. . .	173	179	178	177	**177**
II. Sterblichkeit überhaupt	162	152	172	143	154
„ an T. . .	115	125	129	110	**122**

1) Nur vereinzelte neuere Autoren leugnen den Einfluß des Alkohols auf die T.

Digitized by Google

Die in allen Gruppen sich zeigende hohe Übersterblichkeit wird in erster Linie bedingt durch eine hohe Mortalität an T. und an Herzkrankheiten. In der ersten im besonderen kommt das Unheilvolle des Gastwirts- usw. Berufs (I) in erschreckendster Weise zum Ausdruck. Schon in den fünf ersten Versicherungsjahren beträgt die Übersterblichkeit 73 %, die gesamte Übersterblichkeit in allen Versicherungsjahren aber 77 % bei 135 Todesfällen, dem fünften Teil aller beobachteten Sterbefälle unter den Gastwirten usw. (I) überhaupt. Die Brauereibesitzer, Brauer usw. (II) haben zwar auch eine Übersterblichkeit an T. (22 %), sind aber doch günstiger gestellt, hauptsächlich deswegen, weil die Brauer sich meist aus einem kräftigen Volksschlag rekrutieren. Vom Gastwirtsgewerbe (I) sagt Florschütz, daß außer den deletären Einwirkungen des Alkoholmißbrauchs und abgesehen von der oft schwächlichen Konstitution der dieses Gewerbe ergreifenden Personen (Kellner) auch die schlechten hygienischen Verhältnisse von Einfluß sind.

Besonders zu erwähnen sind in dieser Frage auch die Ergebnisse der großen Statistik der Leipziger Ortskrankenkasse.[1]) Unter 952 674 männlichen versicherungspflichtigen Mitgliedern der Krankenkasse wurden 4847 „Alkoholiker" festgestellt, d. h. 0,52 % der Mitglieder wurden gegenüber der Masse der Alkoholverbraucher während ihrer Zugehörigkeit zur Kasse als unmäßige Trinker bezeichnet. Auf 1000 Alkoholiker entfielen im Jahre in der 25—34jährigen (in der 35—44jährigen) Altersklasse:

a) 4,9 (8,4) Krankheitsfälle an T. = 0,6 (0,8) mal soviel als bei der Allgemeinheit.
b) 303 (417) Krankheitstage „ „ = 0,5 (0,5) „ „ „ „ „ „
c) 1,62 (1,05) Todesfälle „ „ = 0,7 (0,3) „ „ „ „ „ „

In allen sechs Vergleichsfällen sind also bezüglich der T. die Krankheits- und Sterblichkeitsverhältnisse für die Alkoholiker günstiger als für die Allgemeinheit. Es zeigte sich, daß alle diejenigen Berufsarten, in denen die Alkoholiker besonders stark vertreten sind, der T. gegenüber günstiger als die Allgemeinheit dastehen. Es sind das fast nur Berufe, die große Körperkraft erfordern: Steinsetzer, Erdarbeiter, Maurer, Hilfsarbeiter im Maurer- und Gastwirtsgewerbe, Straßenarbeiter, Brauer, Former, Zimmerer, Verkehrsgewerbe usw. Diese Berufe enthalten eine Selbstauslese kräftiger Personen, die der T. weniger unterworfen sind als der Durchschnitt. Hervorzuheben ist, daß allen anderen Krankheiten gegenüber diese Gunst der körperlichen Verfassung versagt und die Alkoholiker an ihnen 2 bis 3mal so häufig als die Allgemeinheit beteiligt sind. Nur gegen die T. schützt sie die ursprünglich stärkere Körperverfassung.

1) Krankheits- und Sterblichkeitsverhältnisse in der Ortskrankenkasse für Leipzig und Umgegend, bearb. im Kais. Statist. Amte. Insbes. Bd. I, S. 197ff., u. Bd. III, S. 297.

Digitized by Google

d) Tuberkulosesterblichkeit in bezug auf Beruf, Wohlstand, soziale Lage und Rasse.

Das Ergebnis der Untersuchung der T.-Sterblichkeit in den „Alkoholberufen" weist also auf die hervorragende **Bedeutung des Berufs für die T.** hin, indem die Berufstätigkeit mehr oder weniger häufig tuberkulosefördernde Bedingungen schafft. Die Resultate der zahllosen statistischen Beobachtungen, welche in dieser Richtung namentlich auch an der freien Bevölkerung angestellt wurden, können nur in sehr beschränktem Umfange hier Raum gewinnen. Über den Wert der statistischen Arbeiten, welche den Zusammenhang von T.-Häufigkeit und Beruf untersuchen, läßt sich streiten, zumal dann, wenn es sich nicht um ausgewählte und (wie in der Versicherungsstatistik) ärztlich untersuchte Beobachtungsmassen handelt.[1]) Jedenfalls hüte man sich in allen Fällen und unbedingt, einen Einfluß des Berufs auf die T.-Mortalität zu erkennen, da bei den Berufen die Selbstauslese wichtig ist und die größere Sterblichkeit in bestimmten Berufen oft darauf zurückzuführen ist, daß diese Berufe von vornherein von schwächlichen Personen eben ihrer Schwächlichkeit wegen gewählt wurden. Dieser Selbstauslese schwächlicher Leute für ein wenig Kräfte erforderndes Gewerbe ist z. B. auch die Mehrbelastung des polygraphischen Gewerbes mit T. zuzuschreiben.

Tab. 30. In Bayern starben auf 1000 Lebende an Tuberkulose im Jahre 1908:[2])

Landwirtschaft . .	1,82	Maler	7,28
Kaufleute	2,97	Maurer	10,23
Schuhmacher . . .	3,63	Schreiner	13,37
Schneider.	4,94	Steinhauer	26,85
Zimmerer	5,20	Tagelöhner und Gelegenheitsarbeiter .	83,10

Erheblich unter dem Durchschnitt bleibt die T.-Sterblichkeit bei den in der Landwirtschaft und anderen vorwiegend im Freien tätigen Berufsklassen, bei Militärpersonen, Ärzten[3]) und Lehrern. Kellner und Wirte, vor allem aber Tagelöhner und Gelegenheitsarbeiter sowie Heimarbeiter haben eine außerordentlich hohe T.-Mortalität. Jene der Lehrer ist nach den Erfahrungen der „Sterbekasse Deutscher Lehrer zu Berlin"

1) Wertvolle Aufschlüsse über die Frage des Einflusses des Berufs auf die T.-Mortalität und -Morbidität gibt die ungeheure Zahlenfülle der Statistik der Leipziger Ortskrankenkasse. Vgl. unten S. 53ff.

2) Nach Koelsch, wie Gottstein im Handw. d. soz. Hyg. S. 623 zitiert. Vgl. auch die Abhandlung von Koelsch in dem Sammelwerke „Krankheit u. Soz. Lage", Liefg. 1, insbes. S. 178 bis 184; ferner ebenda, Liefg. 3, S. 582—593 die Ausführungen von Mosse.

3) Immerhin ist der Anteil der T.-Sterbefälle der Ärzte an sämtlichen Todesursachen dieses Berufes beachtenswert; er betrug 1829 bis 1885 bei den bei der Gothaer Lebensversicherungsbank versicherten Ärzten 11,3%. Die wirkliche Sterblichkeit an T. blieb aber um 20 % hinter der rechnungsmäßigen zurück.

Digitized by Google

(Lorentz-Berlin, D. T.-Sterbl. der Lehrer n. d. E . . ., 1913), welche zu ihren Mitgliedern die das Lehramt ausübenden Personen an öffentlichen und privaten Unterrichtsanstalten, die Aufsichtsbeamten der Schulen, die Ehefrauen der vorstehend genannten Personen und auch pensionierte Lehrer und Lehrerinnen zählt und eine recht ansehnliche Zahl ihrer Aufnahmen auch ohne ärztliche Untersuchung vollzieht, nicht wesentlich höher als die anderer Berufsgruppen. Von den 1897 bis 1912 beobachteten 2167 Sterbefällen waren 247 oder 11,39 % Sterbefälle an T. Sie ist im letzten Jahrzehnt auch im Lehrerstande in der Abnahme begriffen. Interessant ist, daß die T.-Mortalität der Lehrer mit ihrer sozialen Stellung parallel geht: die der Universitätslehrer ist niedriger als jene der Elementarlehrer.

Für die Staubarbeiter liegen viele Detailuntersuchungen vor.[1]) Die Wirkungen des Mineralstaubes erweisen sich als besonders unheilvoll (bei den Steinhauern, in der keramischen Industrie usw.)[2]), Kalk- und Kohlenstaub sind ungefährlich. Nach Sommerfeld (Handw. d. soz. Hyg. u. Koelsch a. a. O.) starben von 1000 Lebenden an T. aus Berufen ohne Staub 2,39, aus Berufen mit Staub 5,42. Nach Erhebungen des Kaiserl. Gesundheitsamtes fielen 1895 von den Todesfällen im erwerbsfähigen Alter

in der Rheinprovinz	39,1 % auf T.
im Kreis Solingen .	47,0 % (Metallstaub!)
im Reich	33,0 %.

Unter 1000 Knappschaftsmitgliedern fand Sommerfeld in Oberschlesien 1,2 und in Saarbrücken 2,3 Schwindsuchtstodesfälle. Wie von den Einzelberufen wird die T.-Mortalität auch von den großen Erwerbsgruppen verschieden beeinflußt.

Tab. 31. Von 1000 lebenden erwerbstätigen Personen starben an Lungentuberkulose in Bayern 1908 (Koelsch a. a. O., zit. auch Handw. d. soz. Hyg.):

Erwerbsgruppe	Männlich	Weiblich	Total
Akademische Berufe	2,39	—	2,39
Industrie, Handel, Verkehr . .	4,13	2,26	3,85
Landwirtschaft	1,55	1,43	1,49
Sonstige (!) und Berufslose . .	4,34	12,75	7,35
Summe	3,07	4,07	3,47

Mit der Berufsfrage zusammenhängend ist die nach der **Wohlstandsabstufung,** nach der sozialen Lage der an T. Verstorbenen, doch ist für große Gebiete eine exakte Untersuchung unmöglich. Ver-

1) Näheres u. a. auch Koelsch a. a. O.

2) Die Nürnberger Lebensversicherungsbank z. B. versichert nicht: Bildhauer in Stein, Feilenhauer, Steinmetze, Steinhauer und Maurer, welche zugleich Steinmetze sind.

Digitized by Google

lässig sind die Resultate nur bei der direkten Methode, wenn die Gestorbenen nach bestimmten zahlenmäßigen wirtschaftlichen Tatsachen gegliedert und besondere Sterbeziffern von Wohlstandsschichten berechnet werden (z. B. nach Einkommenssteuerlisten). Welch erhebliche Bedeutung dem Wohlstand zukommt, geht daraus hervor, daß von den an Lungenschwindsucht im Hamburgischen Staat im Jahre 1908 Gestorbenen etwa $^6/_7$ aus Familien mit Einkommen von 2000 ℳ und weniger stammten (Zentralbl. 1910, Sp. 48). 1910 kamen in den wohlhabenden Stadtteilen Harvestehude und Rotherbaum nur 6,8 Schwindsuchtssterbefälle auf 10 000 Einwohner, in den ärmeren dagegen über 10 bis 22,7.

Tab. 32. Auf 10 000 Einwohner kamen im Jahre 1910 unter den Steuerzahlern mit:

	höchstens	1 200	ℳ	Einkommen	50,9	Schwindsuchtssterbefälle von ihnen selbst oder ihren Angehörigen.
mehr als	1 200	bis 2 000	„	„	42,5	
„ „	2 000	„ 3 500	„	„	22,7	
„ „	3 500	„ 5 000	„	„	20,8	
„ „	5 000	„ 10 000	„	„	12,6	
„ „	10 000	„ 25 000	„	„	7,4	
„ „	25 000	„ 50 000	„	„	5,5	

Ebenso deutlich zeigen die folgenden Zahlen, die einer Untersuchung J. Funks entstammen[1]), den Einfluß der sozialen Lage auf die T.-Sterblichkeit. In der Stadt Bremen starben an T. auf je 10 000 Lebende jeden Geschlechts und jeder Kategorie:

Alter (Jahre)	Wohlhabende			Mittelstand			Ärmere			Insgesamt		
	Männliche	Weibliche	Zus.	Männliche	Weibliche	Zus.	Männliche	Weibliche	Zus.	Männliche	Weibliche	Zus.
0—1	43	—	**21**	21	96	**55**	87	152	**121**	57	109	**83**
1—5	—	8,3	**4,0**	22	35	**28**	56	48	**52**	32	36	**34**
5—15	2,6	8	**5,3**	4,3	4,6	**4,5**	11	13	**12**	6,4	9	**7,7**
15—30	2,6	1,6	**1,8**	9	11	**10**	25	40	**32**	14	12	**13**
30—60	10	2,9	**5,8**	19	11	**15**	52	34	**43**	29	15	**21**
über 60	11	19	**16**	18	13	**15**	35	31	**33**	20	21	**20**

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt Weinberg, der die T.-Sterblichkeitsverhältnisse in Stuttgart untersuchte und bei der Gliederung seines Materials nach der sozialen Stellung folgende Abstufung fand: die wirkliche Sterblichkeit betrug in Prozent der erwarteten

bei der I. Klasse (oberste Volksschicht) 69,0 %
„ „ II. „ (mittlere „) 184,0 %
„ „ III. „ (niedere „) 235,0 %.

Auf den Zusammenhang der Wohlstandsfrage mit der Wohnungsfrage wurde schon oben hingewiesen.

1) Zit. Krankheit und Soziale Lage, 1. Liefg., S. 17f. Vgl. ebenda, Liefg. 3, S. 551—603, Mosse, Einfluß der soz. Lage auf die T., insbes. S. 573ff.

Digitized by Google

Die Frage nach den Beziehungen zwischen **Religion** und T.-Mortalität läuft auf die Frage des Berufs und der wirtschaftlichen Stellung hinaus. Denn eine Kausalbeziehung zwischen Religion (Konfession) und T.-Häufigkeit wird man nicht annehmen wollen und können. Bei den Israeliten kann eventuell die Religionszugehörigkeit auch als Ausdruck besonderer **Rassenangehörigkeit** dienen. Sokolowski (Jahresb. d. Ges. Med. 1912) beantwortet nach Bearbeitung von 10 000 Fällen die Frage, ob die T. und einige andere Krankheiten bei der jüdischen oder bei der christlichen Bevölkerung häufiger vorkommen, dahin, daß die T. bei der Bevölkerung semitischen Ursprungs seltener als bei den Christen ist. Hinsichtlich der übrigen Krankheiten der Atmungswege kann er keine Besonderheiten der jüdischen Rasse finden. Nach Beobachtungen von Körösi ist die Lungen-T. ebenfalls viel weniger unter den Israeliten zu treffen als bei den Katholiken. Bei den Juden herrschten vor allem wegen der besseren wirtschaftlichen Lage die günstigeren Verhältnisse. Die größere Wohlhabenheit der Juden ist auch für L. Knöpfel („Die gegw. Sterbl. der jüd. u. christl. Bev. des G.-H. Hessen nach Geschl., Alter u. Todesurs.", 1914) der Grund dafür, daß die T. in allen Altersklassen und insbesondere bei den Kindern der Juden viel seltener ist als bei den Christen, während F. A. Theilhaber die günstigere Sterblichkeit der Juden auch unter ungünstigen wirtschaftlichen Verhältnissen (im Osten Europas) durch eine größere Lebenskraft als Eigentümlichkeit der jüdischen Rasse erklärt. B. v. Schrenk führt die von ihm in Riga[1]) beobachtete Mindersterblichkeit der Juden an Lungenschwindsucht und anderen Krankheiten auf die von ihnen „traditionell geübte hygienische Lebensweise und Enthaltsamkeit" zurück. Den Einfluß der Rasse soll auch ein von Westergaard (D. Lehre v. d. Mort. u. Morb.) erwähntes Beispiel ersehen lassen. Es starben von 10 000 Lebenden jeder Altersklasse in den Vereinigten Staaten an „Consumption":

Alter (Jahre)	Weiße	Farbige
15—45	40	68
45—65	43	68
65 und darüber	44	66

Die T. ist danach bei der Negerbevölkerung häufiger als bei den Weißen. Auf einen Rasseneinfluß dürfte aber erst geschlossen werden, wenn erwiesen wäre, daß die beobachteten Massen alle den gleichen ökonomischen und hygienischen Verhältnissen und sozialen Schichten entstammten.

e) Tuberkulosemortalität in Beziehung zu Körperlänge und Brustumfang.

Von sonstigen tuberkulosestatistischen Detailforschungen sei angeführt, daß Dr. Rosenfeld (Allg. Stat. Archiv Bd. V, 1899) an Hand

1) „Rigas natürliche Bevölkerungsbewegung" (1909 bis 1911). — In Riga wurde im Jahre 1909 die obligatorische ärztliche Bescheinigung der Sterbefälle mit Angabe der Todesursache eingeführt.

Digitized by Google

eines Materials, das er den ärztlichen Rekrutenuntersuchungen 1884 bis 1891 in der Schweiz entnahm, Körperlänge und Schwindsuchtssterblichkeit in Beziehung zu setzen versucht. Die letztere war in einem Bezirk um so geringer, je mehr kleine Leute vorhanden waren. Bei zunehmender Körperlänge nahm auch die Sterblichkeit an Schwindsucht zu. Es komme aber nicht auf die Körperlänge an, sondern auf das Verhältnis zum Brustumfang, und wenn dieser an die Stelle der Körperlänge gesetzt werde, sei die Grundlage der Beobachtung viel sicherer.

Bezirke, deren Rekruten einen ungenügenden Brustumfang aufweisen	Schwindsuchtssterblichkeit in ‰	
	a)	b)
I. bis 25 %	2,13	1,86
II. 25—34 %	2,21	2,41
III. 35 und mehr %	2,48	2,21

Die Zahlen unter a) sind vom Eidgenössischen Stat. Bureau berechnet, die unter b) von Rosenfeld, der die Schwindsuchtssterblichkeit der ganzen Bevölkerung mit in Betracht zog und außerdem die Einwirkung des Berufs.

f) Die ärztliche Behandlung der an Tuberkulose Gestorbenen.

Für die Bewertung der T.-Sterblichkeitsstatistik ist es von Bedeutung zu wissen, wieviel von den Gestorbenen in **ärztlicher Behandlung** standen. Insbesondere für die Vergleichbarkeit der T.-Statistik der einzelnen Gebietsteile und Länder wäre die Kenntnis dieser Quote wichtig. Lägen mehr als die folgenden allzu wenigen und dürftigen Beispiele vor, würde dieser Abschnitt das wichtigste Einleitungskapitel der T.-Statistik zu bilden haben.

In Bayern z. B. waren von 100 an Lungen-T. Gestorbenen ärztlich behandelt worden:

1894—1898	85,2 %	gegen	61,4 %	der	Gestorbenen	überhaupt
1899—1903	87,7 „	„	64,5 „	„	„	„
1904—1908	90,8 „	„	68,1 „	„	„	„
1894—1908	87,9 „	„	64,7 „	„	„	„

Im Jahre 1908 im besonderen waren in ärztlicher Behandlung

von den	an Lungen-T.	Gestorbenen	91,5 %
„ „ „	T. anderer Organe	„	91,0 „
„ „ „	akuter allgemeiner Miliar-T.	„	95,2 „

Im Jahre 1912 waren von den an T. überhaupt Gestorbenen 93,7 % ärztlich behandelt, ebensoviel von den an Lungen-T. Gestorbenen.

Im Königreich Sachsen waren nach Radestock (Zeitschr. des Königl. Sächs. Stat. Landesamtes 1915, S. 95) im Jahre 1905 96,3 %, im Jahre 1910 96,6 % der Todesfälle an Lungentuberkulose ärztlich beglaubigt.

In Baden hatte sich die ärztliche Behandlung bei den im Jahre

Digitized by Google

1913 an T. Verstorbenen auf 96,9 % derselben erstreckt.[1]) Im einzelnen waren ärztlich behandelt:

von den an Lungen-T.	Gestorbenen	96,7 %
„ „ „ T. anderer Organe	„	97,6 „
„ „ „ akuter allgemeiner Miliar-T.	„	99,0 „

Dem Stat. Jahrb. deutscher Städte könnten noch Tabellen über die Zahl der **Desinfektionen** bei Lungen- und Kehlkopf-T. entnommen werden. Solange aber die Anzeigepflicht nicht einheitlich geregelt und die Desinfektion nicht allgemein obligatorisch ist[2]), sind die Ausweise überhaupt und speziell für Vergleichszwecke unbrauchbar.

5. Die Sterblichkeit der Kinder der Tuberkulösen.

behandelt Sanitätsrat Dr. Weinberg in seiner Schrift: „Die Kinder der Tuberkulösen" (bei Hirzel, Leipzig 1913, 160 S.) auf Grund eines zuverlässigen großen Materials und der Anwendung exakter Methoden, die zum Teil von ihm selbst erst geschaffen sind. Er kombinierte Auszüge aus den württembergischen Familienregistern mit den Ergebnissen der Totenscheine und gewann so ein Material von 5268 Familien Tuberkulöser, die in Stuttgart ortsansässig waren und 1873 bis 1902 verstarben, mit 18 052 Kindern. Von diesen verfolgte er das Schicksal der Kinder der bis 1889 gestorbenen Tuberkulösen bis zum 20. Jahre (Aufstellung einer Sterbetafel), bei den Kindern der 1890 und später Gestorbenen Tuberkulösen mußte sich die Untersuchung auf einen kürzeren Zeitraum des Lebens beschränken. Es muß auf die näheren, sehr interessanten Ausführungen Weinbergs verwiesen werden, nur die wichtigsten Ergebnisse seien gestreift.

Die Sterblichkeit der Kinder Tuberkulöser betrug bis zum 20. Lebensjahr etwa 47 % gegen 40 % bei Kindern Nichttuberkulöser, was einer Herabdrückung der Lebensdauer um wenigstens 4 Jahre gleichkommt. Vom 1.—5. Lebensjahr (Infektion in der Familie) und vom 16.—20. (schwächliche Konstitution) ist die Übersterblichkeit größer als vom 6.—15. Ursache der erhöhten Sterblichkeit ist hauptsächlich wiederum die T. Die Mortalität der Kinder nimmt ab, je mehr das Alter der tuberkulösen Eltern steigt, wird aber größer, je näher die Geburtszeit des Kindes dem Tod der Eltern liegt. Der Einfluß der Geburtenfolge zeigt sich darin, daß die später Geborenen eine höhere Sterblichkeit haben als die früher Geborenen. Außerdem ist die Mortalität von der sozialen Lage der Eltern bedingt und ein deutlicher Einfluß der Alkoholberufe nachweisbar. Mit der Untersuchung verband Weinberg eine solche über

1) Die absoluten Zahlen in den Stat. Mitt. über das Großherzogtum Baden, N. F. Bd. VII, II. Sonder-Nr. 1914, S. 25.

2) Wohnungsdesinfektion bei T.-Todesfällen oder bei Erkrankungen an offener T. oder bei Wohnungswechsel von Tuberkulösen. Über die bisherige Regelung dieser Frage in den deutschen Städten siehe S. 766—772 im Stat. Jahrb. deutscher Städte. 20. Jahrg., 1914.

Digitized by Google

die Fruchtbarkeit der Tuberkulösen und fand sie vor allem bei den tuberkulösen Männern unternormal. Darin liegt, wie Weinberg sagt, für die rassenhygienische Betrachtung des T.-Problems eine gewisse Beruhigung.

Auch Westergaard hat die Sterblichkeit der Kinder tuberkulöser Familien untersucht und mit der allgemeinen Sterblichkeit verglichen (Assekuranz-Jahrb. 1893), sie übertraf die erwartungsmäßige um ein Drittel bei beiden Geschlechtern; doch zeigte sich die Abnormität nicht in allen Altersklassen.

B. Die Tuberkulosemorbidität.

1. Die Methoden der Zahlengewinnung.

Die methodischen Schwierigkeiten einer exakten T.-Morbiditätsstatistik sind die gleichen wie die der allgemeinen Erkrankungsstatistik und brauchen darum nicht aufgezählt zu werden. Von den Erkrankungen, welche die Bevölkerung des Deutschen Reiches heimsuchen, werden im allgemeinen nur die anzeigepflichtigen und die in den Heilanstalten behandelten zahlenmäßig bekannt. Die Anzeigepflicht für die Erkrankungen an T. ist nicht einheitlich geregelt; sie war für Lungen- und Kehlkopfschwindsucht im Entwurf des preußischen Seuchengesetzes gefordert, wurde aber abgelehnt und besteht nur für Todesfälle. In Bayern und Baden ist sie in beschränktem Maße eingeführt[1]); in England ist die T. mit dem 1. Januar 1912 anzeigepflichtig gemacht (Kommun. Jahrb., 6. Jahrg.).

Da die Statistik versagt, wird mit Schätzungen gearbeitet und die Zahl der lebenden Tuberkulösen in Deutschland zwischen ½ und 1½ Millionen angegeben. Diese Zahlen entbehren natürlich jeder Grundlage. Es ist auch falsch, aus den Sektionsbefunden auf die Verbreitung der T. zu schließen (in einem Drittel fanden die Anatomen tuberkulöse Herde); denn das obduzierte Material umfaßt den kleinsten Teil der Bevölkerung und gerade die Ärmsten, bei denen die T. weit häufiger ist als bei der Durchschnittsbevölkerung. Unrichtig ist es auch, aus der Zahl der an T. Gestorbenen zu folgern, es seien ebensoviel Lebende tuberkulös, oder bei der Abnahme der T.-Mortalität ohne weiteres auch eine solche der Morbidität anzunehmen. Bei anderen Krankheiten mag die Mortalität einen begrenzten Rückschluß auf die Erkrankungshäufigkeit zulassen.

Die Zahl der an T. erkrankten lebenden Personen kann errechnet werden durch Multiplikation der Zahl der Gestorbenen mit der durch-

1) Anzeigepflichtig sind Todesfälle an offener Lungen- und Kehlkopf-T., ferner im Falle des Wohnungswechsels diejenigen Krankheitsfälle von Personen, die an offener Lungen- und Kehlkopf-T. erkrankt sind, endlich jene Fälle, in denen die Kranken infolge ungünstiger Wohnungsverhältnisse ihre Umgebung erheblich gefährden. — Vgl. die Fußnote S. 6.

Digitized by Google

schnittlichen Zahl der Krankheitsjahre, deren Festsetzung allerdings nicht so leicht ist. Cornet bestimmt nach seinen Erfahrungen und Ermittlungen die Krankheitsdauer für die Erwachsenen auf etwa 3 Jahre, für die Kinder sei sie noch kürzer; in der Gegenwart wird das aber zu niedrig sein.

Endlich darf aus der prozentualen Zusammensetzung der Krankheitsformen in den Heilanstalten oder aus der Zunahme der behandelten Fälle kein Schluß auf die Erkrankungshäufigkeit der gesamten Bevölkerung oder auf das vermehrte Auftreten der Krankheit gezogen werden.

Tab. 33. Zugang der Krankheitsfälle an Tuberkulose[1]) in den allgemeinen Krankenhäusern (inkl. Lungenheilstätten) im Deutschen Reich:

	1877/79	1889/91	1908/10
Absolut	50 501	106 371	451 161
Von 1000 aller Krankheitsfälle . .	38,01	47,42	82,89

Der Anteil ist also bedeutend gestiegen, von 3,8 % auf 8,3 %, vor allem infolge der zunehmenden Zahl der Lungenheilstätten.

Enqueten berechtigen noch am ehesten zu Schlüssen, sind aber nur beschränkt möglich. Das Reichsamt des Innern veranlaßte z. B. eine Erhebung über die Ausbreitung des Lupus im Deutschen Reiche. Es ergab sich, daß am 1. November 1908 11 354 Lupuskranke in Behandlung standen. Da nur 17 819 oder 56,5 % aller Ärzte ausgefüllte Zählkarten einsandten und nur ein Teil der Kranken in Behandlung steht, nimmt man die dreifache Zahl von Lupösen im Deutschen Reiche an. Die Ermittlung ergab auf je 100 000 Einwohner 18,1 Lupuskranke oder 1 Lupösen auf rund 5500 Einwohner. Es bestehen indessen große örtliche Unterschiede, indem im Regierungsbezirk Cöln auf 100 000 Einwohner 40,8 Lupuskranke trafen, im Regierungsbezirk Danzig nur 4,1.[2]) Die Ausbreitung des Lupus zeigt eine weitgehende Übereinstimmung mit der Verbreitung der Lungen-T.; beide T.-Formen sind in den mehr industriellen westlichen und südlichen Teilen Deutschlands erheblich häufiger als in dem mehr landwirtschaftlich sich betätigenden Osten (vgl. aber auch oben S. 17f.). Die Erkrankung befand sich bei 31,9 % der ermittelten Personen im Anfangsstadium; im Alter unter 14 Jahren standen 15,7 % der männlichen, dagegen nur 9,5 % der weiblichen Kranken. (Näheres in den Med.-stat. Mitt. Bd. XIII, S. 133—151.)

Zu einwandfreien Ergebnissen kommt man nur bei der eigentlichen statistischen Erfassungsweise der Massen. Diese läßt sich in der Morbiditätsstatistik anwenden bei der exakten Beobachtung sog. ausgewählter Bestandsmassen.

1) T. und Lungenschw.; seit 1902: Lungen-T. und T. anderer Organe.
2) Diese Ziffern werden aber mit großer Vorsicht aufzunehmen sein.

Digitized by Google

2. Die Tuberkulosemorbiditätsstatistik ausgewählter Bestandsmassen, insbesondere der Krankenkassen.

Die T.-Erkrankung unter dem Ärzte- und Krankenpflegepersonal in den Krankenanstalten (vornehmlich in den Lungenheilstätten) in den Jahren 1905 bis 1910 war im Jahre 1910 Gegenstand einer Erhebung. Von 2352 Ärzten erkrankten an T. durchschnittlich jährlich 0,29 %, berufliche Infektion wurde bei 0,19 % angenommen. Für das Pflegepersonal (12 818 Personen) lauten die entsprechenden Ziffern 0,60 und 0,27. In den Spezialanstalten für Tuberkulöse (meist Volksheilstätten) wurden $^6/_7$ der festgestellten Erkrankungen auf eine berufliche Ansteckung zurückgeführt. Unter den Pflegepersonen der allgemeinen Krankenhäuser waren die Wärterinnen am ungünstigsten gestellt. Im ganzen aber können die in diesen Berufen ermittelten Erkrankungsziffern an Lungen- und Kehlkopf-T. nicht als auffallend hoch bezeichnet werden. (Näheres in den Med.-stat. Mitt. Bd. XVI, S. 221—266.)

Über die Erkrankung an T. im schulpflichtigen Alter, insbesondere über die latente T. desselben, geben die schulärztlichen Untersuchungen Ausweise. Die latente T.[1]) wird zumeist durch Impfversuche festgestellt und ist sehr verbreitet. Nach Moro-München reagierten positiv (Handw. d. soz. Hyg., Art.: Sterbl. u. Krankh. i. schulpfl. Alter):

im Alter von 0—½ Jahr	3 %	im Alter von 6—10 Jahren	50 %
½—1 „	27 „	10—14 „	60 „
1—2 „	26 „		

Nach Baginsky-Berlin[2]) reagierten von 2958 in der Zeit bis zum 30. Dezember 1910 mittelst der Pirquetreaktion auf T. geprüften Kindern 678 Kinder = 22,9 %, d. h. sie erwiesen sich als mit T. infiziert. Immerhin ein hoher Prozentsatz, selbst wenn man es hier mit einer ausgewählten[3]) Untersuchungsmasse zu tun hat. Die 678 positiv reagierenden Kinder verteilen sich folgendermaßen nach Altersstufen:

Von 0— 6 Monaten	41 = 6,0 %	von 4— 6 Jahren	74 = 10,9 %
„ 7—12 „	39 = 5,8 %	„ 6—10 „	177 = 26,1 %
„ 1— 2 Jahren	63 = 9,3 %	„ 10—14 „	190 = 28,0 %
„ 2— 4 „	94 = 13,9 %		

Danach setzt die große Zunahme der Infektionen mit dem 6. Lebensjahr ein, mit dem Beginne des Schulbesuchs.

Untersuchungen über die T.-Erkrankung im erwerbsfähigen Alter sind viel häufiger. Reiches Material bieten hierzu die Krankenkassen

1) Nach der Römerschen Hypothese ist die Schwindsucht des Erwachsenen eine modifizierte Form der T., welche in direkten Beziehungen zur ruhenden T. des schulpflichtigen Alters steht.

2) Das deutsche Rote Kreuz und die T.-Bekämpfung, S. 200ff., „Zur Verhütung der T. der Kinder".

3) Es wurden eben vor allem die schwächlichen und „tuberkuloseverdächtigen" Kinder untersucht.

Digitized by Google

und Beobachtungen anderer ausgewählter (Bestands-) Massen (insbesondere in den Heilanstalten). Sie allein sind es, welche zuverlässigen Aufschluß über die T.-Morbidität geben und geben könnten, vor allem über die Erkrankungshäufigkeit nach Geschlecht, Alter und Beruf, über Rückfälligkeit und Dauer der Krankheit, Verlauf und Ausgang, sowie über die Komplikation der T. mit anderen Krankheiten.

Es zeigt sich, daß in den **Heilanstalten** der Anteil der T. an der Gesamtzahl der behandelten Krankheitsfälle erheblich niedriger ist als der der T.-Mortalität an der Gesamtsterblichkeit. Öfter noch als die T. die „Art" der Krankheit ist, sind Krankheiten auf sie zurückzuführen. Im ersten Falle stellt sie jene Krankheitsgruppe dar, welche von längerer und längster Dauer ist und am häufigsten tödlich ausgeht.

Schon aus Tab. 33 ging hervor, daß die Zunahme der T.-Kranken in den Heilanstalten sehr stark ist. In Bayern waren in Prozent der Gesamtfrequenz an Lungen-T. erkrankt:

1894—98	1899—1903	1904—08	1910	1913
2,2	3,5	5,5	6,3	6,3

Im Jahre 1904 wurden hier in den allgemeinen Heilanstalten 10864 Personen an T. behandelt, nach 10 Jahren, im Jahre 1913, 17834, das ist eine Zunahme um 64 %. Im Reiche litten von je 1000 überhaupt zugegangenen Kranken in den Jahren 1908 bis 1910 82,89 an T. (Tab. 33), 1910 rund 63 an Lungen-T. allein (Med.-stat. Mitt. Bd. XVI, S. 273f.), in Frankfurt a. M. 1910 55,2 an T., in Berlin 56 (Tab. 34).

Die Mortalität an T. in den Anstalten zeigt im allgemeinen eine Abnahme, ist aber örtlich sehr verschieden groß. Sie hängt davon ab, in welchem Krankheitsstadium der Kranke der Behandlung zugeführt wird. Den Lungenheilstätten gehen meist Leichtkranke im Anfangsstadium der T. zu, den allgemeinen Krankenhäusern aber in beträchtlicher Zahl Schwerkranke. In Berlin wurden nur 44 ‰[1]) der zugegangenen Kranken wegen Lungen-T. aufgenommen; es starben von ihnen aber 37,9 %[1]), im Herzogtum Anhalt starben (in drei Jahren) nur 5,3 %, während doch 121 ‰ des Zugangs an Lungen-T. erkrankt war. In Frankfurt a. M. (berechnet aus: Beitr. z. Stat. d. St. Frankf. a. M. [NF.], 8. Heft, 1911) starben in 8 Anstalten von je 100 der

	1901	1909	1910
an T. der Lungen Behandelten	37,5	29,5	22,3
„ „ anderer Organe „	9,7	18,8	23,7

Danach nimmt die Mortalität an T. anderer Organe zu (in Anstalten!), die an Lungen-T. ab wie in Bayern, wo in den allgemeinen Krankenhäusern (Zeitschr. B. L.-A. 1914, S. 198—219, u. 1915, S. 259) von je 100 überhaupt Behandelten 1911, 1912 und 1913 je 4,6 starben, von je

1) Die in den Med.-Stat. Mitt. a. a. O. mitgeteilten Ziffern weichen hiervon etwas ab.

Digitized by Google

100 an ihrer Hauptkrankheit „Lungen-T. und T. anderer Organe" Behandelten aber:

	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913
T. der Lungen:	14,7	14,0	13,3	11,8	11,8	12,1	11,4
T. anderer Organe:	8,8	8,1	7,9	8,0	7,5	9,1	8,1

Von den an T. überhaupt Behandelten starben[1]):

1913	11,0 %	1908	12,9 %
1912	11,8 %	1907	13,5 %
1911	11,1 %	1906	14,1 %
1910	11,2 %	1905	15,9 %
1909	12,3 %	1904	15,4 %

Weiteres Zahlenmaterial zu diesen Ausführungen ist enthalten in den Med.-stat. Mitt. Bd. XIV, S. 90ff., u. Bd. XVI, S. 281ff.

Tab. 34. Krankheiten der Pfleglinge in 25 öffentlichen und 67 privaten Berliner Anstalten im Jahre 1910 (Jahrb. Berl.):

Krankheitsfälle	Bestand am 1. Januar	Zugang	Behandelte	
			überhaupt	davon Gestorbene
Überhaupt	8169	121 417	129 586	11 560
T. der Lungen	743	5 321	**6 064**	**2 015**
T. anderer Organe . . .	216	1 504	1 720	295
T. insgesamt	959	6 825	7 784	2 310
d. i. % aller Fälle	11,7	5,6	**6,0**	**20,0**

6% aller Pfleglinge in Berlin wurden also wegen T. behandelt; von ihnen starben 30%, das sind 20% aller in den Anstalten Gestorbenen. Im Strafgefängnis Plötzensee kamen im Jahre 1910 6502 Krankheitsfälle vor, davon an T. 82 oder 1,26%; im Strafgefängnis Pegel 6911 bzw. 46 oder 0,66 %.

Endlich seien zwei Beispiele angeführt, wie durch entsprechendes statistisches Forschen die Krankenkassen wertvolle Beiträge zum T.-Problem liefern können.

Die zunächst zu erwähnende Statistik der Allgemeinen Ortskrankenkasse der Stadt Berlin untersucht den Zusammenhang zwischen **T.-Morbidität und Wohnungsdichtigkeit.** Die genannte Krankenkasse läßt seit 1. Januar 1914 nach dem Beispiel der aufgelösten „Ortskrankenkasse für den Gewerbebetrieb der Kaufleute, Handelsleute und Apotheker" von den Krankenbesuchern der Kasse die Aufenthaltsräume der erwerbsunfähig erkrankten Mitglieder an Hand eines Aufnahmevordrucks, einer Wohnungspflegekarte, untersuchen. Sehr bedauerlich ist es, daß bei der Gliederung des Materials nach den einzelnen Krankheitsarten neben der Bezeichnung „Krankheiten der Atmungsorgane" die Bezeichnung „Lungenleiden" gewählt wird. Ohne

1) Berechnet nach den absoluten Zahlen in der Zeitschr. B. L.-A. 1915, S. 285.

Digitized by Google

Zweifel soll unter diesem ganz unklaren Begriff, vielleicht wenigstens in der Hauptsache, die T. verstanden werden. Ein anderer Mangel dieser Statistik besteht in dem Fehlen einer Beziehung zu den Massen, aus denen die beobachteten Fälle hervorgingen.

Die Zahl der im Jahre 1914 durch Kassenangestellte untersuchten Aufenthaltsräume beläuft sich auf 19 294[1]). Eine große Zahl der Kranken befindet sich in solch ungünstigen häuslichen Verhältnissen, daß eine geregelte Pflege nicht oder kaum möglich ist. 66 Kranke mußten sich in Räumen aufhalten, in denen weniger als 5 cbm Luftraum auf eine Person entfiel. Nicht minder schrecklich erscheint es, daß in den

Tab. 35.

Vorderhäusern	Hinterhäusern
45 = 1,53 %	105 = 2,92 % Männer mit 5 anderen Personen
23 = 0,78 %	52 = 1,45 % „ „ 6 „ „
16 = 0,54 %	33 = 0,92 % „ „ 7 u. mehr „
84 = 2,85 %	190 = 5,29 % Männer mit 5 u. mehr Personen
85 = 1,54 %	203 = 2,80 % Frauen mit 5 anderen Personen
35 = 0,64 %	73 = 1,01 % „ „ 6 „ „
14 = 0,25 %	42 = 0,58 % „ „ 7 u. mehr „
134 = 2,43 %	318 = 4,39 % Frauen mit 5 u. mehr Personen

in einem Raume angetroffen wurden. Wenn den dichtbelegten, kleinen Räumen dann außerdem noch Licht und Luft nur ungenügend und nicht direkt zugeführt werden kann, dann sind vollends die günstigsten Bedingungen für das Entstehen eines T.-Herdes gegeben. Es ist nur zu begrüßen, daß die Kassenärzte mehr und mehr die Kranken, zumal die Tuberkulösen, aus den überfüllten Wohnungen in die Krankenhäuser verweisen. Noch waren aber im Jahre 1914

in Familien . 1181 (= 19,59 %[2])) männliche und 2245 (= 18,35 %) weibliche und
in Schlafstellen 125 (= 24,70 %) „ „ 120 (= 22,68 %) „

Kassenmitglieder untergebracht, die wegen „Lungenleidens" erwerbsunfähig erkrankt waren. Von den „Lungenleidenden" findet sich in den kleinen Räumen (unter 20 cbm) ein enormer Prozentsatz, nämlich in den

Vorderhäusern 518 = 31,84 %
Hinterhäusern 853 = 41,73 %.

Die Frage: „Hat der Kranke ein Bett zur alleinigen Benutzung?" wurde in 2134 Fällen = 11,06 % mit „nein" beantwortet. 481 oder 22,54 % von diesen Kranken waren lungenleidend, oder anders ausgedrückt: es waren von sämtlichen besuchten Lungenkranken 29,56 % genötigt, ihr Lager mit einer anderen Person zu teilen. Zu diesen Zahlen erübrigen sich Worte.

1) Die folgenden Zahlen sind der Schrift entnommen: „Unsere Wohnungsuntersuchungen in den Jahren 1913 und 1914", im Auftrage des Vorstandes der Allg. Ortskrankenkasse der Stadt Berlin bearbeitet von Albert Kohn, Berlin 1915. Die Ergebnisse von 1913 sind mit denen von 1914 nicht vergleichbar.

2) Prozent aller Fälle.

Digitized by Google

Das zweite, ungleich bedeutendere Beispiel einer Krankenkassenstatistik ist die früher schon erwähnte, im Kaiserlichen Statistischen Amte bearbeitete Statistik: „Krankheits- und Sterblichkeitsverhältnisse in der Ortskrankenkasse für Leipzig und Umgebung, Untersuchungen über den Einfluß von Geschlecht, Alter und Beruf."[1]) Die große Arbeit gibt insbesondere auch über **T.-Morbidität und -Mortalität in den verschiedenen Altersklassen, Berufsgruppen** und vielen Berufsarten eingehenden Aufschluß. Es ist hier nur eine gedrängte Zusammenstellung und Zusammenfassung möglich.

Tab. 36.

	Krankheitsfälle			Auf 1000 Personen entfallen Krankheitsfälle	
	überhaupt	an T.	% aller Fälle	überhaupt	an T.
Männliche versicherungspflichtige Mitglieder	376 809	7 345	1,9	396	7,7
Männliche freiwillige Mitglieder	34 370	1 389	4,0	785	31,7
Weibliche versicherungspflichtige Mitglieder	108 524	1 637	1,5	418	6,3
Weibliche freiwillige Mitglieder	19 105	445	2,3	669	15,6
Zusammen	538 808	10 816	2,0	419	8,4

Unter 538 808 Krankheitsfällen insgesamt sind 10 816 an T. festgestellt worden. Ein auffallender Unterschied in der Erkrankungshäufigkeit besteht zwischen versicherungspflichtigen und freiwilligen Mitgliedern, und zwar ist diese Verschiedenheit, wie aus der obigen Tabelle hervorgeht, bei der T. viel stärker ausgeprägt als bei sämtlichen Krankheitsfällen. Der Grund hierfür ist in der Verschiedenheit der Alters(klassen)-besetzung bei den versicherungspflichtigen und freiwilligen Mitgliedern zu suchen. Der Einfluß des Alters auf die T. aber ist hinlänglich bekannt. Vgl. Tab. 37.

Tab. 37.[2])

Altersklassen (Jahre)	Von je 100 Personen gehören der vorstehenden Altersklasse an		Versicherungspflichtige mehr (+) weniger (−)
	versicherungspflichtige	freiwillige	
	Mitglieder		
a) Männliche Mitglieder:			
15—29	56,8	16,1	+ 40,7
30—75	43,2	83,9	— 40,7
b) Weibliche Mitglieder:			
15—24	64,5	27,8	+ 36,7
25—75	35,5	72,2	— 36,7

1) 4 Bände, Berlin 1910. — Beobachtungszeitraum: 1. Januar 1887 bis Ende April 1905. 2) Bd. I, S. 25 u. 26.

Digitized by Google

Die Zahl der Fälle hat in der Morbiditätsstatistik bei Betrachtung der Fälle an bestimmten Krankheiten, wie z. B. der T.-Fälle, eine gewisse Bedeutung, bei Vergleichen mit anderen Krankheiten aber muß vor ihrem Gebrauch gewarnt werden. Der Fallzahl haftet der Übelstand an, daß sie in ihrer Bedeutung sehr verschieden sein kann, da eine Krankheit, gleichviel ob sie 200 Tage oder 2 Tage gedauert hat, immer als 1 Fall zählt. Es gibt deswegen der relativ niedrige Prozentanteil (2,0 %; siehe Tab. 36) der T.-Fälle an den Gesamtfällen kein richtiges Bild von der Bedeutung der T. unter den Krankheitsfällen der Kasse. Mehr als die Fallzahl besagt die Summe der Krankheitstage. Vergleiche die 2,0 % der Tab. 36 mit den 7,0 % der nachstehenden Tabelle.

Zahl der Krankheitstage bei:

Tab. 38.[1])

	Allen Krankheiten	Tuberkulose	
		absolut	% aller Krankheitstage
Männliche Mitglieder:			
versicherungspflichtige	8 144 721	591 110	7,3
freiwillige	1 251 936	133 938	10,7
Weibliche Mitglieder:			
versicherungspflichtige	2 674 568	131 882	4,9
freiwillige	696 300	37 574	5,4
Insgesamt	12 767 525	894 504	7,0

Maßgebend für die Gestaltung der Ausgaben der Kassen ist vorwiegend die Zahl der Krankheitstage. Über die bekannte lange Dauer der T.-Fälle geben noch die folgenden Tab. 39 u. 40 näheren Aufschluß.

Tab. 39.[2]) Von je 1000 aller Krankheitstage aller Krankheitsformen entfielen bei allen Mitgliedern auf:

T. aller Art	70,06	Krankheitstage
Fibrinöse Lungenentzündung	50,63	„
Blutarmut	48,58	„
Akute und chronische Bronchitis	41,97	„
Lungenkrankheit	49,00	„
Muskelrheumatismus und Rheumatismus ohne nähere Angabe	62,59	„
Quetschungen und Zerreißungen	77,97	„

Die höchste Belastung der Kasse durch eine einzelne Krankheitsform entsteht durch Quetschungen und Zerreißungen. Sie übertreffen mit ihren 7,8 % sogar die T. Deren Anteil wird in Wirklichkeit aber wohl größer sein, da man ihr einen Teil der Tage von anders benannten Krankheitsformen, wie katarrhalische Lungenentzündung, Lungenentzündung

1) Bd. I, S. 55ff.
2) Aus Bd. I, S. 55ff.

Digitized by Google

ohne nähere Angabe, Lungenkrankheit, -leiden, Bluthusten usw., zuschreiben darf. In der Rangordnung der Höhe der Krankheitstagezahlen folgen nach der T. der Rheumatismus, Influenza, Blutarmut.

Tab. 40.[1]) Dauer der Krankheitsfälle: von je 1000 Krankheitsfällen der betreffenden Krankheitsform dauerten über

	1	4	13	20	26	34
	Wochen					
Alle Krankheiten	742	222	44	17	11	4,6
T.	948	728	373	210	146	6,5
Quetschungen u. Zerreißungen	717	154	22	1,9	1,2	0,5
Muskelrheumatismus u. Rheumatismus ohne nähere Angabe	706	165	23	8,5	4,9	1,7
Fibrinöse Lungenentzündung (Pneumonie).	935	492	105	34	11	1,8
Blutarmut	890	332	24	5,8	3,0	1,0

Von je 1000 Krankheitsfällen der betreffenden Krankheitsform dauerten über 26 Wochen bei T. 146, Gehirnschlag 200, Krebs 142, Geisteskrankheiten 226 Fälle, während auf je 1000 Krankheitsfälle überhaupt nur 11 Fälle entfielen, die länger als 26 Wochen dauerten.

Die durchschnittliche Krankheitsdauer, wie sie in Tab. 41 angegeben ist, ist kein wertvoller Maßstab der Krankheitsverhältnisse. Denn eine kürzere durchschnittliche Krankheitsdauer kann sich selbst bei ganz klarer ungünstiger Morbidität zeigen (Bd. I, S. 57). So haben z. B. die Alkoholiker in allen Altersklassen eine kürzere durchschnittliche Krankheitsdauer als die Allgemeinheit der männlichen versicherungspflichtigen Mitglieder, dennoch stehen die Alkoholiker in jeder Beziehung gesundheitlich viel ungünstiger da.

Tab. 41. Durchschnittliche Dauer des Krankheitsfalles in Tagen:

	Alle Krankheiten	T.
Männliche versicherungspfl. Mitglieder	21,6	80,5
„ freiwillige „	36,4	96,4
Weibliche versicherungspfl. „	24,6	80,6
„ freiwillige „	36,4	84,4

Über die T.-Morbidität nach Altersklassen orientiere die folgende Tab. 42. Gewählt sind nicht Krankheitsfallzahlen, sondern Krankheitstagezahlen.

1) Bd. I, S. 48 ff.

Digitized by Google

Tab. 42.[1]) Auf 1000 Personen entfallen bei Tuberkuloseerkrankungen Krankheitstage bei

Altersklassen (Jahre)	Männlichen		Weiblichen	
	versicherungspflichtigen	freiwilligen	versicherungspflichtigen	freiwilligen
	Mitgliedern		Mitgliedern	
15—24	441	4247	417	1601
25—34	636	3325	703	1564
35—44	870	3208	724	1149
45—54	833	2670	578	722
55—64	770	3386	459	818
65—74	1045	1137	709	1588
Insgesamt	620	3060	508	1316

Über den Grad der Lebensbedrohung, über die Gefährlichkeit der Krankheiten geben die Letalitätsziffern Auskunft. Unter Letalität[2]) versteht man dabei die Beziehung zwischen Krankheits- und Todesfällen. In Tab. 43a sind sog. Fall-, in Tab. 43b Tage-Letalitätsziffern aufgeführt. In Tab. 43a erfolgte die Ordnung der Krankheiten nach der Zahl der Todesfälle.

Tab. 43a.[3]) Fall-Letalität bei allen männlichen Mitgliedern:

	Absolute Zahl der Todesfälle	1 Todesfall entfällt auf ... Krankheitsfälle in der Altersklasse			
		15—34	35—54	55—74	in allen Altersklassen zusammen
Alle Krankheiten	8714	78,9	35,4	16,1	47,2
T.	2730	3,5	3,0	2,6	3,2
Herzkrankheiten	702	20,8	6,1	3,7	9,3
Lungenentzündung ohne nähere Angabe	566	11,5	5,3	2,7	6,6
Andere Krankheiten, unbestimmte Diagnosen, Selbstmorde	481	7,0	3,0	2,0	4,6
Lungenemphysem	399	79,5	15,0	7,5	11,6
Krebs, Sarkom und andere bösartige Neubildungen . .	318	4,0	1,8	1,7	1,9

Tab. 43b. Tage-Letalität bei allen Mitgliedern:

	1 Todesfall entfällt auf ... Krankheitstage	
	männlich	weiblich
Alle Krankheiten zusammen .	1078	1842
T.	266	234

1) Bd. II, S. 8, u. Bd. IV, S. 9.

2) Mortalität ist das Verhältnis der Todesfälle zu der Zahl der Lebenden, aus denen sie hervorgehen. 3) Bd. I, S. 62ff.

Digitized by Google

Unter den aufgeführten Krankheiten erscheint als die gefährlichste Krebs usw., dann folgt die T. Deutlich zeigt sich bei allen Krankheiten, daß mit dem Alter auch die Letalität bedeutend steigt.

Die Fall- und die Tage-Letalität sind wie die durchschnittliche Krankheitsdauer unsichere Maßstäbe. Aus der letzteren kann man weder auf die Häufigkeit der Krankheitsfälle noch auf die Höhe der Zahl der Krankheitstage schließen; die Fall-Letalität verrät nichts über die Häufigkeit der Erkrankungs- und Todesfälle, die Tage-Letalität nichts über die Häufigkeit der Krankheitstage und Todesfälle.

An letzter Stelle sei aus dem Tabellenwerk der Statistik der Leipziger Ortskrankenkasse (Bd. II, III u. IV) zur Frage der T.-Morbidität nach Berufsgruppen und -arten folgende Zusammenstellung gegeben.

Tab. 44. Krankheitsfälle, -tage und Todesfälle an Tuberkulose auf je 1000 Personen in den nebenstehenden Berufen:

	Krankheitsfälle	Krankheitstage	Todesfälle
Männliche versicherungspflichtige Mitglieder			
Berufsgruppe:			
Baugewerbe	6,1	4823	1,74
Beherbergung und Erquickung	5,4	447	2,05
Bekleidung und Reinigung	10,3	761	3,35
Metallverarbeitung	7,6	599	2,07
Polygraphisches Gewerbe	11,4	938	3,11
Steinverarbeitung	23,5	2162	7,23
Berufsarten:			
Kellner usw.	6,2	509	2,64
Schuhmacher	10,3	730	2,66
Arbeiter in Eisengießereien und Maschinenfabriken	6,8	524	1,84
Buchbinder, Kartonnagearbeiter usw.	11,4	975	3,15
Schriftsetzer	13,9	1250	3,80
Weibliche versicherungspflichtige Mitglieder			
Berufsgruppe:			
Beherbergung und Erquickung	2,3	159	0,97
Bekleidung und Reinigung	6,6	515	2,35
Metallverarbeitung	10,2	678	4,04
Papierindustrie	8,9	710	2,70
Polygraphisches Gewerbe	7,7	700	2,71
Berufsarten:			
Dienstmädchen in Gewerbebetrieben	2,2	172	1,02
Schneiderinnen und Näherinnen (nicht in Konfektion)	7,0	560	2,30
Arbeiterinnen in Buchbindereien und Kartonnagefabriken	10,8	813	2,91

Digitized by Google

C. Statistik von speziellen Einrichtungen (Anstalten) zur Bekämpfung der Tuberkulose.

Unter diesen Abschnitt würde die Statistik aller am Schlusse der Einleitung aufgezählten Einrichtungen und Anstalten fallen. Es soll hier aber nur von jenen die Rede sein, welche von den Trägern der Invalidenversicherung selbst oder auf ihre Veranlassung ins Leben gerufen wurden und als Unternehmen größten Stiles und von außerordentlicher Bedeutung für die arbeitenden Klassen ihre Wirksamkeit durch eine wissenschaftliche Statistik kontrollieren.

Um den Eintritt der Erwerbsunfähigkeit mit Anspruch auf eine reichsgesetzliche Invalidenrente zu verhindern, leiten die Versicherungsanstalten ein Heilverfahren ein. Im Bestreben, dasselbe möglichst erfolgreich durchzuführen, haben viele von ihnen eigene Heilstätten errichtet oder solche in eigener Verwaltung; diese sind in der Hauptsache Lungenheilstätten, da die Behandlung zumeist wegen Lungen-T. stattfindet. Bis Ende 1911 hatten 26 Versicherungsanstalten und 5 Kasseneinrichtungen (Sonderanstalten) 38 Lungenheilstätten mit 4652 Betten und 37 Sanatorien, Genesungsheime und Krankenhäuser mit 2982 Betten in Betrieb. Der Betrieb zahlreicher privater Heilstätten, Genesungsheime, Bäder usw. ist dadurch sichergestellt, daß die Versicherungsträger ihnen regelmäßig rund die Hälfte aller an T. zu Behandelnden überweisen. Die Zahl der wegen Lungen-, Kehlkopf-T. und Lupus Behandelten betrug 1897 bis 1911 nahezu 371 000 mit einem Aufwand von mehr als 135 Millionen Mark.

Das Kaiserliche Gesundheitsamt führt seit 1896 die statistische Prüfung durch, d. h. die Bearbeitung der den Heilstätten überwiesenen „Zählkarten für Lungenkranke", deren Fragen ausschließlich ärztlicher Beantwortung unterliegen. Mit Beginn des Jahres 1902 wurde ein neues Zählkartenformular eingeführt. Über die Dauer des Heilerfolgs berichten Untersuchungen der entlassenen Pfleglinge durch geeignete Ärzte, außerdem stellt das Reichsversicherungsamt alljährlich durch Umfrage fest, ob die Erwerbsfähigkeit der früheren Pfleglinge noch andauert. Als voller Heilerfolg (= Erwerbsfähigkeit) wird es angesehen, wenn der Pflegling noch imstande ist, durch eine seinen Kräften und Fähigkeiten entsprechende Tätigkeit $^1/_3$ desjenigen zu erwerben, was körperlich und geistig gesunde Personen derselben Art mit ähnlicher Ausbildung in derselben Gegend durch Arbeit zu verdienen pflegen (§ 1255 der RVO.). In der Gewöhnung an Hygiene und gesundheitsmäßige Lebensweise liegt eine Hauptbedeutung der Lungenheilstätten.

Nur ein sehr kleiner Bruchteil der umfassenden statistischen Beobachtungsresultate kann hier mitgeteilt werden. Zunächst sei von den im Jahre 1912 vorliegenden Ergebnissen für die Jahre 1896 bis 1901 und 1902 bis 1904 einschließlich das Wichtigste zusammengestellt.

Digitized by Google

Tab. 45.

	1896 bis 1901	1902 bis 1904
Von den Pfleglingen standen in einem Lebensalter von weniger als 20 Jahren .	10,5 (20,4) %	8,5 (16,6) %
„ „ 20—30 Jahren	44,0 (57,8) %	44,3 (59,3) %
„ „ 30—40 „	30,1 (17,6) %	31,8 (18,8) %
„ „ über 40 „	15,4 (4,4) %	15,4 (5,3) %
Eine vorausgegangene T.-Erkrankung der Eltern wurde ermittelt bei	26,4 (36,7) %	25,2 (26,7) %
Eine vorausgegangene T.-Erkrankung von Geschwistern bei	16,5 (21,2) %	19,6 (24,4) %
Erblich belastet waren also	42,9 (57,9) %	44,8 (61,1) %
Die Erkrankung bestand bei der Aufnahme noch nicht ein Jahr bei	54,4 (54,6) %	61,9 (64,7) %
Frühere mindestens sechswöchentliche Kuren in Heilanstalten oder Kurorten hatten durchgemacht	9,8 (8,2) %	16,9 (12,3) %
Durchschnittliche Gewichtszunahme in kg . .	5,9 (5,2)	6,6 (5,8)
Von den Kranken gehörten bezüglich der Ausdehnung der Lungenerkrankung bei der Aufnahme an:		
dem Stadium I	31,3 (28,4) %	37,3 (51,0) %
„ „ II	52,9 (58,4) %	46,2 (37,4) %
„ „ III	15,8 (13,2) %	16,5 (11,6) %
Von den Krankheitsfällen waren beim Abschluß des Heilverfahrens hinsichtlich des Standes der Lungenerkrankung		
gebessert und geheilt.	84,2 (75,7) %	91,2 (88,4) %
unverändert geblieben	10,3 (17,0) %	6,3 (8,8) %
verschlechtert	5,1 (7,1) %	2,2 (2,6) %
tödlich verlaufen[1]	0,4 (0,2) %	0,3 (0,2) %
Als völlig erwerbsfähig wurden entlassen mit Aussicht auf Dauererfolg	—	53,9 (60,0) %
Als noch erwerbsfähig im Sinne der RVO. mit Aussicht auf Dauererfolg wurden entlassen	—	28,6 (24,2) %
Nur vorübergehend nicht mehr erwerbsfähig .	—	9,9 (7,8) %
Völlig erwerbsunfähig einschließlich der Gestorbenen waren beim Abschluß des Heilverfahrens	—	7,3 (7,9) %
Die Pfleglinge entstammten fast nur der arbeitenden Klasse	99,4 (85,1) %	—
davon Werkstättenarbeiter	53,9 (34,5) %	—
Zimmerarbeiter	16,2 (42,7) %	—
Freiluftarbeiter	16,9 (0,6) %	—

[1] Die Zusammensetzung des Krankenmaterials ist im zweiten Zeitraum eine günstigere, darum auch günstigere Behandlungsergebnisse.

Digitized by Google

Dabei bedeuten die in Klammern stehenden Zahlen jene für das weibliche Geschlecht. Die Beobachtung erstreckte sich für die Zeit von 1896 bis 1901 auf 15 869 (4008), für die Jahre 1902 bis 1904 auf 34 071 (12 632) Volksheilstättenpfleglinge. Die Dauer des Aufenthalts betrug im ersten Zeitraum durchschnittlich 89,2 (94,4) Tage, im zweiten 86,6 (95,8). Die Personen, deren Aufenthalt weniger als 6 Wochen betragen hatte (1902 bis 1904 7400), und 1524 wegen unvollständiger und nicht verwertbarer Angaben wurden in die Beobachtung nicht mit eingeschlossen.

Die Zahl der in „ständiger“[1]) Heilbehandlung befindlichen, an T. erkrankten Versicherten hat beträchtlich zugenommen. Vgl. Tab. 46. Auf Grund der Berufs- und Gewerbezählung von 1895 waren 11 813 259 Personen versicherungspflichtig (Invalidenversicherung), 1911 waren 15 878 000 versichert, so daß auf 10 000 Versicherte im Jahre 1897 3 Heilbehandlungsfälle an T. trafen, 1911 aber 30.

Tab. 46. An Lungen- oder Kehlkopftuberkulose wurden „ständig“ behandelt:

	1897	1901	1907	1911	1912	1913	1914[1]
Männer . .	2 598	10 812	22 258	31 641	32 088	34 170	30 453
Frauen . .	736	3 844	9 816	15 938	16 773	18 081	16 171
An anderen Krankheiten:							
Männer . .	4 082	9 176	15 702	22 899	24 481	28 630	23 777
Frauen . .	1 806	6 009	11 035	16 769	18 534	20 791	16 812

[1] Einwirkung des Krieges. — Im Jahre 1914 wurde erstmals auch die Knochen- und Gelenk-T. in die Statistik der Heilbehandlung mit einbezogen.

Die an und für sich schon hohen Behandlungskosten sind trotz des Sinkens der Behandlungsdauer ebenfalls bedeutend gestiegen, dafür allerdings auch die Heilerfolge.

Tab. 47. Kosten und Dauer der Behandlung an Tuberkulose:

	Durchschnittliche Kosten in Mark								Durchschnittliche Behandlungsdauer für 1 Person	
	für 1 behandelte Person				für 1 Verpflegstag					
	1897	1901	1911	1914	1897	1901	1911	1914	1911	1914
Männer	295,24	348,58	406,81	424,59	4,05	4,82	5,87	6,37	69	67
Frauen	349,83	329,34	331,47	338,67	4,04	4,03	4,27	4,59	78	74

1) Die „nicht ständige“ Behandlung wird in den Sprechstunden des Arztes oder in vorübergehenden Maßnahmen erledigt.

Digitized by Google

Tab. 48. Heilerfolge: von 100 wegen Tuberkulose Behandelten erlangten — behielten — die Erwerbsfähigkeit:

Am Ende des	Männer			Frauen		
	1897	1901	1907	1897	1901	1914
Behandlungsjahres	61	70	71	64	72	80
1. Jahres nach der Behandlung .	42	53	64	50	60	69
2. „ „ „ „ .	29	45	55	35	51	62
3. „ „ „ „ .	28	38	49	36	45	57
4. „ „ „ „ .	25	32	—	32	39	—

Über die Anfangserfolge (beim Abschluß der Behandlung) bei den wegen sicher nachgewiesener Lungen- oder Kehlkopf-T. Behandelten unterrichtet die nachstehende Übersicht. Mit Erfolg[1]) wurden behandelt:

von 100 der Behandelten			von 100 der Behandelten		
	Männer	Frauen		Männer	Frauen
1910	90	91	1913	92	93
1911	91	91	1914	89	90
1912	92	93			

Kurz gestreift sei endlich die Verteilung der wegen Lungen- oder Kehlkopf-T. Behandelten auf die einzelnen Berufsgruppen. Im Jahre 1914 z. B. gehörten bei den Männern 14,4 % aller Behandelten der Gruppe „Metallverarbeitung" an, 11,5 % der Gruppe „Industrie der Maschinen, Instrumente und Apparate", 11,1 % der Gruppe „Baugewerbe". Bei den Frauen stand an erster Stelle die Gruppe „Dienende" mit 25,2 % aller Behandelten. Ihr folgen die Gruppen „Bekleidungsgewerbe" mit 12,6 %, Textilindustrie" mit 11,9 % und „Handels- und Versicherungsgewerbe" mit 6,5 %. Schlüsse auf die größere oder geringere Erkrankungsgefahr in den einzelnen Berufsgruppen lassen sich aus diesen Verhältniszahlen nicht ziehen.

Im zweiten Hauptteil der Arbeit werden diese Ergebnisse durch weitere Daten ergänzt. Über die volkswirtschaftliche Bedeutung der Lungenheilstätten siehe Schlußteil. Vergleiche außerdem die „Statistik der Heilbehandlung", welche regelmäßig als Beiheft zu den Amtlichen Nachrichten des Reichsversicherungsamtes erscheint, in der auch reiches Zahlenmaterial über die Gliederung der wegen T. Behandelten nach Beruf und Alter zu finden ist, sowie eine Darstellung, wie sich in den letzten Jahren die behandelten Lungentuberkulösen beim Beginn und Abschluß der Heilstättenkur auf die Stadien der „Turban-Gerhardtschen (Kaiserliches Gesundheitsamt) Studieneinteilung" (I, II, III) verteilten.

1) Im Sinne des § 1255 Abs. 2 der RVO.

Digitized by Google

II. Die Tuberkulose nach der Versicherungsstatistik, ihre Bedeutung für das Versicherungswesen und ihre Bekämpfung durch dasselbe.

1. Allgemeines.

Es muß auch diesem Abschnitt eine Klage über Lückenhaftigkeit und Ungleichheit des Materials vorangestellt werden. Schwierigkeiten bieten sich besonders bei vergleichender Betrachtung der T.-Mortalität in den einzelnen Lebensversicherungsgesellschaften; ihre Todesursachenstatistik liefert zwar genauere Resultate als die allgemeine, es ist aber die Feststellung der Todesursache (der ätiologischen Momente oder des letalen Aktes), deren Klassifikation[1]) und die Einteilung der Altersklassen verschieden. Wertvolles Material wird bald die mathematische Kommission für gemeinsame Sterblichkeitsuntersuchungen, die ihre Tätigkeit schon seit längerer Zeit aufgenommen hat, zutage fördern, da neben der Herstellung der Sterbetafeln vor allem die Statistik der Todesursachen bearbeitet werden soll.

Die T. ist für das Versicherungswesen von eminenter Bedeutung. In der Lebensversicherung entfallen trotz ärztlicher Auslese auf sie 15 bis 30 % aller Todesfälle, die von den Gesellschaften zu entschädigen sind, und hauptsächlich durch sie wird der vorzeitige Eintritt des Versicherungsfalles bewirkt; in der Unfallversicherung ist sie nicht nur durch ihre Häufigkeit, sondern auch durch ihre Vielgestaltigkeit die wichtigste Komplikation von Unfällen (Versicherungslex., Sp. 1270); in der Krankenversicherung belastet sie die Versicherungsträger durch die durchschnittlich viel längere Dauer der Behandlung, welche sie gegenüber anderen Krankheiten beansprucht, und durch die Häufigkeit ihres Auftretens; in der Invalidenversicherung endlich veranlaßt sie zu einem großen Teil die frühzeitige Zahlung von Renten dadurch, daß sie die Erwerbsfähigkeit gerade in den unteren und mittleren Altersklassen herbeiführt.

Auf der anderen Seite ist die Versicherung ein mächtiger Faktor zur Bekämpfung der T., indem einerseits den tuberkulösen Versicherten der Weg zur Heilung geboten wird, ohne daß sie von ihren eigenen Mitteln Aufwendungen zu machen brauchen, andererseits das Leben durch rechtzeitiges sanitäres Eingreifen verlängert werden kann; doch

1) Die Lebensversicherungsmedizin hat sich ihre eigenen Systeme geschaffen, die aber nicht einheitlich sind.

Digitized by Google

kann vor allem die private Versicherung in Zukunft noch mehr den Erkrankten die Mittel für eine Heilung zuführen. Die T. mit Hilfe der Versicherung zu bekämpfen, wurde zuerst und in umfassender Weise von den deutschen Landesversicherungsanstalten und den Krankenkassen zur Durchführung gebracht (siehe unten!).[1])

Schon öfters versuchte man auch die deutschen privaten Lebensversicherungsanstalten zu bewegen, ähnliche Einrichtungen zur Bekämpfung der T. wie die sozialen Versicherungsträger zu treffen. Die überwiegende Mehrzahl der Privatanstalten hat bisher dergleichen Wünsche und Vorschläge abgelehnt, und zwar weil sie zum Teil den Erfolg der Bekämpfungsmethoden bezweifeln, zum Teil von der Erwägung sich leiten lassen, daß solche Maßnahmen über den Rahmen des Versicherungsgeschäftes hinausgehen. Auch noch auf der XI. Internationalen T.-Konferenz im Jahre 1913 erklärten sie, eine Unterstützung seitens der Gesellschaften würde schließlich noch für alle anderen erdenklichen Krankheiten gefordert werden, wodurch die Gesellschaften von ihrer eigentlichen Aufgabe abgelenkt würden. Zweifellos sind sie am Rückgang der T. sehr interessiert und rasche Heilbehandlung bringt ihnen die größten finanziellen Vorteile. Daß sie aber aus materiellen Gründen Maßnahmen ablehnen, begründen sie unter anderem auch damit, daß sie zum Teil schon entgegenkommend in der Aufnahme tuberkulös Gefährdeter sind und auch nicht ohne weiteres die Befugnis haben, mit den Geldern ihrer Versicherten zu den Kosten der T.-Fürsorge beizutragen. Manchmal wird auch gleichzeitig die Invalidenversicherung geboten in der Weise, daß bei Invalidität die Prämien nicht weiter zu bezahlen sind und ein Teil der Versicherungssumme als Rente gegeben wird.[2])

2. Die spezielle Tuberkuloseversicherung und ihre Abarten.

Im Jahre 1909 hat Günther von Martinez in der Zeitschrift „Tuberkulose" eine T.-Versicherung vorgeschlagen. Sie wird gefordert, weil breite, von der T. stark bedrohte Volksschichten der Versicherungspflicht der deutschen Arbeiterversicherung nicht unterlägen. Diesen komme also vor allem die Heilbehandlung in den Lungenheilstätten nicht zugute. Die T.-Versicherung hätte die Kosten für eine Behandlung in einem Lungensanatorium zu decken. Ein neuerer Vorschlag geht dahin, sie mit der Volksversicherung zu verbinden. Alle Volks- und Lebensversicherungsgesellschaften sollen sich zu einem „Tuber-

1) Vgl. zu dieser Frage die Referate auf der XI. Internationalen T.-Konferenz in Berlin vom 22. bis 26. Oktober 1913: Frankel-New York: The Influence of Private Life Insurence Companies on Tuberculosis; Fuster-Paris: Mutualité et lutte contre la Tuberculose; Kaufmann-Berlin: Die deutsche Arbeiterversicherung im Kampfe gegen die T.; Koch-Berlin: Angestelltenversicherung und T.

2) Vgl. zu dieser Frage den dritten Sitzungsbericht der XI. Internationalen T.-Konferenz 1913.

Digitized by Google

kuloseversicherungsverband" vereinigen und gleichmäßig und allgemein ihre Prämien erhöhen um einen Betrag, der sehr geringfügig sein könne, da alle Versicherte daran interessiert seien. Personen mit hereditär tuberkulöser Belastung, also minderwertige Risiken, hätten eine Seuchenprämie zu entrichten, welche dem Verbande zugeführt werden solle, so daß aus diesem zu bildenden Fonds die eintretenden Schäden, d. h. die Behandlungskosten in einer Lungenheilanstalt gedeckt werden könnten.

Während die deutschen Gesellschaften auf diese Vorschläge nicht eingingen, treffen im Auslande immer häufiger private Lebensversicherungsanstalten Einrichtungen, um ihren an T. erkrankten, auf Todesfall Versicherten Mittel zur Heilung wenigstens teilweise zu gewähren.

Die schwedische Gesellschaft „Trygg" in Stockholm hat schon 1908 eine T.-Versicherung in Verbindung mit der Volksversicherung eingerichtet. Wenn die letztere auf einen Betrag von 500 Kronen und darüber lautet, kann gegen eine Extraprämie von 5 bis 15 Öre für die Woche (je nach dem Alter des Versicherungsnehmers) eine T.-Versicherung eingegangen werden. Karenzzeit besteht bei einer Versicherung mit ärztlicher Untersuchung 1 Jahr lang, ohne solche 2 Jahre. Erkrankt der Versicherte an T., so erhält er Prämienbefreiung vom Beginn der Krankheit bis zum Ende der Erwerbsunfähigkeit und sogleich ein Bargeld von 250 Kronen oder Pflege in einer Anstalt für diesen Betrag. Die Stockholmer Gesellschaft „Thule" hat Ende 1911 in Form eines Heilverfahrens ebenfalls eine Art T.-Versicherung eingeführt. (Näheres in der Zeitschr. f. d. ges. Versicherungswiss. 1912, S. 245.) Im Jahre 1913 haben 11 schwedische Lebensversicherungsanstalten einen „Sanatorienverein schwedischer Lebensversicherungs-Gesellschaften" gegründet mit dem Zwecke, eine Lungenheilstätte aufzuführen in erster Linie für solche Personen, die bei einer der Gesellschaften versichert sind und an Lungen-T. leiden. Der Bau der Heilstätte sollte im Jahre 1915 fertiggestellt werden. Die Kosten für den Aufenthalt der heilungsbedürftigen Versicherten im Sanatorium werden als unverzinsliche Darlehen oder Vorschuß der Gesellschaft auf die Versicherungssumme betrachtet. „Die Rückzahlung erfolgt in der Weise, daß jedes Jahr, das der Versicherte nach seiner Entlassung aus dem Sanatorium erlebt, ein Zehntel des Darlehensbetrages abgeschrieben wird, so daß nach 10 Jahren das Darlehen als zurückerstattet gilt." Lebt nämlich der Versicherte nach der Behandlung noch 10 Jahre, so gelten die von den Gesellschaften zur Heilung aufgewendeten Kosten als ausgeglichen, stirbt er vorher, so wird der noch nicht abgeschriebene Betrag von der fälligen Versicherungssumme abgezogen. (Annalen des ges. Versicherungswesens 1913 u. 1915; Fürsorgeblatt des D. Zentralkomitees z. Bek. d. T. 1915, S. 89.)

Die holländische allgemeine Lebens- und Krankenversicherungsgesellschaft „Raadpensionaris Johan de Witt" hat 1910 die T.-Versiche-

Digitized by Google

rung mit der Lebensversicherung aufgenommen. Gegen Zahlung einer Extraprämie von 2,50 Gulden bis zum 30. Lebensjahr und von 1,50 Gulden im späteren Alter wird ein Verpflegungsgeld bezahlt. Dieses darf bei einer Versicherungssumme von 300 bis 1000 Gulden 150 Gulden und bei einer höheren Versicherungssumme 250 Gulden nicht überschreiten, ist nur als Vorschuß zu betrachten und wird, falls der Versicherte vor Erreichung des Endtermines stirbt, in vollem Betrage, falls er den Endtermin überlebt, zur Hälfte von der Versicherungssumme in Abzug gebracht. Eine einjährige Karenzzeit ist vorgesehen.

Näheres über das ähnliche Vorgehen der finnischen Lebensversicherungsgesellschaften „Fennia" und „Kaleva" in der Zeitschr. f. d. ges. Versicherungswiss. 1912, S. 479.

In Belgien, dem einzigen Lande, in dem die freiwillige Versicherung gegen Krankheit gedeiht, wurden im Jahre 1900 Kassen eingerichtet, welche eine Anstaltsbehandlung der T. vermitteln sollen. 1913 waren 231 Gesellschaften in die T.-Kasse aufgenommen.

Die Bekämpfung der T. hat auch die größte Volksversicherungsgesellschaft der Welt, die „Metropolitan" in New York, aufgenommen. Die Gesellschaft wirkt aufklärend durch Schriften über die Schwindsucht, die, wie Dr. K. Frankel mitteilte, im Jahre 1908 18% aller Todesfälle verschuldete (16 585 von insgesamt 92 411). 1909 wurde eine Broschüre in $4^1/_2$ Millionen Exemplaren durch die Vereinigten Staaten verbreitet. Seit dem gleichen Jahre werden den erkrankten Versicherten ausgebildete Krankenpflegerinnen kostenlos zur Verfügung gestellt. Das Vorgehen der „Metropolitan" hat bald Nachahmung gefunden und die allgemeine „Lebenserhaltungsbewegung" ist über das ganze Land verbreitet.

In der Südafrikanischen Union ist durch Gesetz vom 22. Juni 1912 eine T.-Versicherung für Bergarbeiter eingeführt (Zeitschr. f. d. ges. Versicherungswiss. 1913, siehe dort auch die näheren Bestimmungen!). Träger der Versicherung sind zwei Kassen, eine solche für das Vorstadium der Krankheit in den ersten zwei Jahren und die eigentliche Versicherungskasse, welche Fälle dauernder Invalidität umfaßt. Als Versicherte gelten nur Arbeiter europäischer Abstammung, alle übrigen können die Versicherung freiwillig nehmen.

3. Tuberkulose und Volksversicherung.

Die Bedeutung der T.-Mortalität für die Volksversicherung wurde durch die Erwähnung der 18 % T.-Sterbefälle in der „Metropolitan", deren versicherte Kapitalien im Jahre 1909 6099,8 Millionen Mark betrugen, schon hervorgehoben. Da die amerikanischen Gesellschaften eine gewisse Auswahl der Risiken treffen (es wird auf die ärztliche Begutachtung des Gesundheitszustandes des Antragstellers mehr Gewicht ge-

Digitized by Google

legt als in Deutschland[1]), könnte man schließen, die T. hätte für unsere deutschen Volksversicherungsgesellschaften noch größere Bedeutung. Es ist demnach zu untersuchen, inwieweit die T.-Sterblichkeit die außerordentliche Höhe der Prämie in der Volksversicherung mitverschuldet, eine Frage, die bei einem Versicherungszweige, der im Jahre 1911 30 deutsche Gesellschaften beschäftigte und Prämien für die Versicherungssumme von 1614,2 Millionen Mark einnehmen ließen, sicherlich von Belang ist.

Der Ausfall der ärztlichen Untersuchung hat in der Volksversicherung einen sehr starken Zudrang Kranker zur Folge, die oft bald nach Abschluß der Versicherung die Entschädigungsleistung der Gesellschaft veranlassen. So fielen in der Volksversicherungsabteilung der „Wilhelma" zu Magdeburg im Jahre 1912 68% der Todesfälle in die ersten zwei Versicherungsjahre. Neben der erhöhten Gefahr der Ausbreitung von Infektionskrankheiten unter der Stadtbevölkerung, aus welcher die Zahl der Volksversicherten sich vorwiegend zusammensetzt, und neben den gefährlichen und ungesunden Berufsarten der Versicherten bedingt auch dieser Zudrang eine Erhöhung der Sterblichkeit und somit eine Verteuerung der Nettoprämie. Für diese Verteuerung sind aber in weit höherem Grade die Inkassokosten und Provisionen sowie das Storno maßgebend als jene die Sterblichkeit erhöhenden Momente. Das Storno (durch Nichteinlösung der Polize, Verfall, Rückkauf, Reduktion und Umwandlung), der anormale Abgang von Versicherungen, ist viel größer als der normale durch Tod und Ablauf der Versicherungsdauer. 1911 betrugen die Summen bei Abgang

durch	Tod . . .	13 869 910 ℳ	45 458 148 ℳ
„	Ablauf .	31 588 238 „	
„	Storno .	148 325 334 „	

Noch aus einem anderen Grunde tritt die Bedeutung der T.-Mortalität für die Prämienerhöhung zurück. Weitaus die Hälfte aller Volksversicherungen in Deutschland sind Kinderversicherungen; außerdem ist in schroffem Gegensatz zu der großen Lebensversicherung die Beteiligung des weiblichen Geschlechts fast ebenso groß wie die des männlichen, Kinder und Frauen aber fallen der T. viel weniger zum Opfer als die Männer. Für die ersten Versicherungsjahre im besonderen muß allerdings der T. eine große Bedeutung zuerkannt werden, da die in diesen Jahren sehr hohe Sterblichkeit nicht zum geringsten Teil auf die T.-Sterblichkeit zurückzuführen ist. Aber die Interessen der Versicherten, die gerechte Verteilung der Leistungen unter ihnen, sind doch bis zu einem gewissen Grade geschützt durch die Einführung der Karenzzeit (in der Regel für das erste Jahr). Diese ist auf den „Sterblichkeits-

1) Auch bei der großen englischen Gesellschaft „Prudential of England" mit ihren mehr als 19 Millionen Versicherten im Jahre 1911 geschieht die Aufnahme in der Regel sogar erst nach vorausgegangener ärztlicher Untersuchung.

Digitized by Google

gewinn"[1]) von großem Einfluß. Registratur- und Kontrolleinrichtungen über Sterbefälle, Todesursachen usw. sind in der Volksversicherung schon nicht mehr notwendig, da die einzelne Versicherung bedeutungslos ist.

4. Tuberkulose und Bekämpfungsmaßnahmen in der deutschen Arbeiter- und Angestelltenversicherung.

Die deutsche Arbeiterversicherung, zumal die Invalidenversicherungsanstalten haben sich als hochbedeutende Pioniere im Kampf gegen einen der Hauptschädlinge des Arbeiterlebens, gegen die T., erwiesen. Zur Verringerung der Rentenlasten ist ihnen gestattet, Versicherte in Heilbehandlung zu nehmen.[2]) 1909 waren 42,5% der in Heilbehandlung genommenen Versicherten an Lungen-T. erkrankt. Von diesen wurden 98,35 % einem „ständigen" Heilverfahren unterworfen, das vor allem in den Lungenheilstätten ausgeübt wird. (Vgl. S. 58ff.; Zahlen für 1911!) Als eigene Veranstaltungen von 33 Versicherungsträgern sind Anfang 1914 vorhanden: 40 Lungenheilstätten mit 5075 Betten, 2 Tuberkulinstationen, 39 Genesungsheime, Sanatorien und Krankenhäuser mit 4088 Betten, 15 Invalidenheime, 1 Arbeitsnachweisgebäude, 1 Walderholungsstätte. In diesen Heilanstalten wurden 1911 48%, 1912 49% der (Lungen-) Tuberkulösen behandelt, der Rest privaten Anstalten zugeteilt.

Die Kosten für Grund und Boden, für Bau und Einrichtung der im Jahre 1908 vorhandenen 36 eigenen Lungenheilstätten betrugen 42,9 Millionen Mark. Die Aufwendungen der Invalidenversicherungsanstalten für die Behandlung von Lungen- oder Kehlkopf-T. bei 47 579 Versicherten im Jahre 1911 beliefen sich auf 18,2 Millionen Mark; im Jahre 1913 ließen die Versicherungsträger 52 251 versicherte Tuberkulöse mit einem Kostenaufwand von über 20,612 Millionen Mark[3]) behandeln. Für die Heilbehandlung von 39 668 bzw. 49 421 Versicherten, bei denen andere Krankheiten in Frage kamen, wurden 8,3 bzw. 11,161 Millionen Mark aufgewendet. Im Jahre 1914 gingen mit der Zahl der „ständig" behandelten Lungen- oder Kehlkopftuberkulösen (46 624) auch die Heilbehandlungskosten zurück, nämlich auf 18,407 Millionen Mark. Wegen Lupus wurden 1911 190, 1912 202, 1913 283 Personen behandelt. Die im Jahre 1912 für die Behandlung von T. gemachten Ausgaben, abzüglich der Erstattungen, insbesondere durch Krankenkassen, Berufsgenossenschaften, Gemeinden usw., überragen die Summe der ausbe-

1) Aus der Untersterblichkeit floß 1906 $^1/_3$ des gesamten Überschusses.

2) Eine freiwillige Leistung.

3) Die Kosten für Heilverfahren, Invalidenhauspflege (s. unt.) im Jahre 1912 und den folgenden Jahren sind mit den Summen der früheren Jahre nicht streng vergleichbar, da durch die Rechnungsbestimmungen vom 30. Dezember 1911 ein anderer Maßstab für die Ermittlung der buchmäßigen Nutzungen von Grundstücks- und baulichen Anlagen vorgeschrieben wurden.

Digitized by Google

zahlten Altersrenten um 5 Millionen Mark und machen 12 % der Invalidenrenten, 9,3 % aller Entschädigungsleistungen der Invaliden- und Hinterbliebenenversicherung aus.[1]) In dem 17jährigen Zeitraum von 1897—1913 wurden 473 875 Personen wegen T. auf Kosten der Versicherungsträger behandelt. Sie unterstützen aber außerdem den Bau privater Heilstätten und Heime für Tuberkulöse durch Hergabe von Darlehen, die sich am Schlusse des Jahres 1912 auf nahezu 14,6 Millionen Mark beliefen; sie gewähren den Angehörigen der in Heilbehandlung genommenen Personen in gewissen Fällen Hausgeld, wenden hohe Summen zur Durchführung einer geordneten Krankenpflege auf und überweisen Vereinen, Gesellschaften usw. als Beihilfe Zuschüsse und Jahresbeiträge, hohe Beträge zur Bekämpfung von Volkskrankheiten, insbesondere der T., zur Errichtung und zum Unterhalt von Fürsorgestellen und Walderholungsstätten (1911 0,73, 1912 0,68 Millionen Mark). Die Maßnahmen ferner, welche die Invalidenversicherung zur Bekämpfung des Alkoholismus ergreift, kommen aus den schon erwähnten Gründen auch der T.-Bekämpfung zugute. Nicht unerwähnt darf endlich die Unterbringung von tuberkulösen Invaliden in eigenen oder fremden Invalidenheimen und -häusern bleiben. Trotz der Abneigung gerade der lungentuberkulösen Rentenempfänger gegen diese Anstalten steigt doch ihre Zahl fortgesetzt:

1907 waren unter	2105	Invalidenhauspfleglinge	402	oder	19,1 %		
1912 „ „	4431	„	1208	„	27,2 %	tuberkulöse Invalide.	
1913 „ „	5031	„	1433	„	28,5 %		
1914 „ „	5496	„	1576	„	28,7 %		

Der Gesamtkostenaufwand für die 5496 Pfleglinge im Jahre 1914 betrug nach Abzug der Erstattungen durch Renten und sonstiger Zuschüsse 1 338 297 ℳ. Die Pflegesätze für Tuberkulöse sind wesentlich höher als die für Nichttuberkulöse.

(Die Zusammenstellung der Zahlen dieses Abschnittes erfolgte aus den amtlichen Nachrichten des Reichsversicherungsamts.)

Auch die Krankenkassen machten sich um die T.-Bekämpfung verdient, einige von ihnen haben eigene Heilstätten. Die Krankenkassen haben ja das lebhafteste Interesse am Kampf gegen die T.; wie schwer sie durch sie belastet werden (die lange Dauer der Krankheit mit den vielen Rückfällen und der Häufigkeit der Todesfälle erfordert große Summen für Krankenpflege und Krankengeld oder Krankenhauspflege, Sterbegeld), geht daraus hervor, daß in den Jahren 1906 bzw. 1907 bei der Ortskrankenkasse der Kaufleute in Berlin 33,9 % der Todesfälle durch Lungen- und Kehlkopf-T. verursacht waren, bei dem Ortskrankenkassenverband in Stuttgart 35,3 %, bei der Allgemeinen Ortskranken-

1) Auf 100 ℳ der Beitragseinnahmen entfallen an Ausgaben für das Heilverfahren (im ganzen) 1911 10,52 ℳ, 1912, 8,66 ℳ, 1913 9,00 ℳ, in der Landesversicherungsanstalt Berlin 22,2 ℳ.

Digitized by Google

kasse Remscheid 37,8 %. (Vgl. Zentralbl. der Reichsversicherung, V. Jahrg., 1909, S. 266—269.) Im übrigen wird auf die Ausführungen S. 53—57 verwiesen.

Durch die Bestimmung, daß an Stelle der Krankenbehandlung und Rente freie Kur und Verpflegung in einer Heilanstalt gewährt werden kann, ist endlich auch die Unfallversicherung von der Betätigung auf dem Gebiet der T.-Bekämpfung nicht ausgeschlossen.

Die Reichsversicherungsordnung von 1911 bietet ihr neue Handhaben. Durch die Erweiterung des Kreises der Versicherten in der Krankenversicherung steigt die Zahl derjenigen, die im Falle der Erkrankung an T. Anspruch auf die Kassenleistungen haben. Wichtig ist die neue Vorschrift, daß die Kassen die Krankenhauspflege möglichst bei ansteckenden Krankheiten gewähren sollen und dann, wenn die Art der Erkrankung eine Behandlung oder Pflege verlangt, welche in der Familie des Erkrankten nicht möglich ist, wie gerade bei der T.[1]) In der Invalidenversicherung ist die Bestimmung von Bedeutung, daß das Heilverfahren nicht nur für Versicherte, sondern auch für Witwen, die Anwartschaft auf eine Witwenrente haben oder bereits eine solche beziehen, sowie für Empfänger einer Witwerrente eingeleitet werden kann, ferner daß die Unterbringung in Invalidenhäuser oder ähnliche Anstalten auch für Empfänger von Hinterbliebenenrenten gestattet wird. So kann die Behandlung frühzeitig begonnen werden und ist die Möglichkeit gegeben, auch die Kinder Tuberkulöser rechtzeitig unterzubringen.

Nach der 1896 bis 1899 im Reichsversicherungsamte bearbeiteten, insgesamt 315 089 Rentenempfänger umfassenden Statistik der Invaliditätsursachen[2]) nimmt die T. der Lungen von 28 verschiedenen Invaliditätsursachen bei den Männern die dritte[3]), bei den Frauen die zweite[3]) Stelle ein. Die einzelnen Alters- und Berufsklassen zeigen aber große Unterschiede (siehe auch Tab. 49 u. 50). Von allen männlichen Arbeitern aus dem Berg- und Hüttenwesen, Industrie- und Bauwesen, die bis zum Alter von 35 Jahren invalide werden, leidet mehr als die Hälfte an Lungen-T., im Alter von 20—24 Jahren sogar beinahe $^2/_3$. Ebenso ungünstig ist das Verhältnis bei weiblichen Rentenempfängern der gleichen Berufsklassen im Alter von 20—24 Jahren, während in den Altersklassen

1) Neuerdings denkt man daran, den hier einschlägigen § 184 RVO. schärfer zu fassen. Das bezweckt z. B. auch der in der 4. ordentlichen Mitgliederversammlung des Bayr. Landesverbandes zur Bekämpfung der T. (E. V.) am 4. Juli 1915 gestellte Antrag, es möge bestimmt werden, daß die Krankenkassen Krankenhauspflege gewähren müssen, wenn die Krankheit ansteckend ist und das Verbleiben des Kranken in seiner Wohnung oder in der Familie weitere Personen der Umgebung des Kranken mit Ansteckung gefährdet. (Bayer. Staatszeitung Nr. 154, 1915.)

2) Erschienen als 2. Beiheft der Amtl. Nachr. d. Reichsversicherungsamtes 1903.

3) Im ganzen; für die einzelnen Versicherungsanstalten hat die T. als Invaliditätsursache je nach der Zusammensetzung ihrer Mitglieder natürlich verschieden hohe Bedeutung, vielfach ist sie die gefährlichste Invaliditätsursache.

Digitized by Google

Tab. 49. Invaliditätsursachen im Durchschnitt der Jahre 1896 bis 1899:

a) Von je 1000 Renten der bezüglichen Altersklassen kamen auf:

Alter (Jahre)	I. T. der Lungen bei		II. Krankheiten der Lunge ausschl. T. bei	
	männlichen	weiblichen	männlichen	weiblichen
	Rentenempfängern		Rentenempfängern	
20—24	549	426	41	36
25—29	509	343	55	43
30—34	439	258	61	47
35—39	367	203	85	48
40—44	299	139	107	62
45—49	226	101	153	70
50—54	138	58	194	85
55—59	81	42	204	107
60—64	43	21	209	111
65—69	22	12	183	114
Zusammen	150	95	167	89
In Berlin im Jahre 1910 .	197	131	87	51
b) Nach Berufsabteilungen				
I. in allen Berufen . . .	150	95	167	89
II. Landwirtschaft, Gärtnerei, Forstwirtschaft, Fischerei	78	63	166	93
III. Bergbau, Hüttenwesen, Industrie, Bauwesen .	206	157	170	90

c) Auf T. der Lungen bzw. anderer Organe entfallen von 100 Invalidenrentenempfängern desselben Geschlechts . . . Invalidenrentenempfänger[1]):

	Überhaupt	Männer	Frauen
		1891—1895	
T. der Lungen	11,1	12,2	7,6
„ anderer Organe	0,9	0,9	1,0
		1896—1899	
T. der Lungen.	13,3	15,0	9,5
„ anderer Organe	1,0	1,0	1,0

von 25—29 Jahren bei nahezu der Hälfte, nämlich bei 47 %, und in den Altersklassen 30—34 noch bei 37 % aller invaliden Frauen die Invalidität auf Lungen-T. zurückzuführen ist. Selbst unter den Arbeitern der Land- und Forstwirtschaft entfallen mehr als 37 Tuberkulöse auf

1) Aus Handb. der Arbeiterkrankheiten, hrsg. von Fr. Th. Weyl, 1908, S. XXXIV.

Digitized by Google

Tab. 50a. An der Landesversicherungsanstalt in Berlin kamen 1910 von 100 Invaliditätsursachen auf Lungenschwindsucht in den Berufsarten:

Männliches Geschlecht:		Weibliches Geschlecht:	
Metalle und Maschinen	24,6	Bekleidungsgewerbe	20,7
Holz- und Schnitzstoffe	19,3	Dienstboten	7,4
Baugewerbe	19,3	Überhaupt	13,1
Dienstboten	9,3		
Verkehr	18,0		
Arbeiter ohne nähere Angabe	23,9		
Überhaupt	19,7		

Tab. 50b. Die Lungentuberkulose als Invaliditätsursache bei der Landesversicherungsanstalt Berlin in den Jahren 1902 bis 1912[1]). (Berechnet auf 1000 Invalidenrentner.)

Rentenfestsetzungsjahr	Zahl der Invalidenrentner überhaupt	Davon lungenschwindsüchtige Invalidenrentner	Auf 1000 Invalidenrentner entfallen lungenschwindsüchtige Invalidenrentner	Rentenfestsetzungsjahr	Zahl der Invalidenrentner überhaupt	Davon lungenschwindsüchtige Invalidenrentner	Auf 1000 Invalidenrentner entfallen lungenschwindsüchtige Invalidenrentner
	Männlich				Weiblich		
1902	3 696	909	246	1902	1 502	230	153
1903	3 996	965	241	1903	1 920	279	145
1904	3 724	804	216	1904	2 146	256	119
1905	3 588	750	209	1905	2 352	296	126
1906	3 627	759	209	1906	2 404	275	114
1907	2 860	583	204	1907	1 886	277	147
1908	3 668	672	183	1908	2 329	314	135
1909	3 662	684	187	1909	2 165	285	132
1910	3 160	621	197	1910	2 007	262	131
1911	3 008	627	208	1911	1 931	270	140
1912	2 833	565	199	1912	1 864	268	144

100 männliche Rentenempfänger im Alter von 20—24 Jahren. Bei den im Handel und Verkehr beschäftigten, im Alter von 20—30 Jahren invalide gewordenen Versicherten beruht mehr als die Hälfte aller Invaliditätsfälle auf Lungen-T.

Auch in der Angestelltenversicherung, die bei Erkrankung Versicherter zur Verhütung der Berufsunfähigkeit und bei Ruhegeldempfängern zur Wiederherstellung derselben ein Heilverfahren eintreten lassen kann, steht der Kampf gegen die T. an erster Stelle. Es ist aber zahlenmäßig noch nicht festzustellen, in welchem Umfange die T. im Versichertenkreise der Reichsversicherungsanstalt herrscht. Jedenfalls

1) Das T.-Fürsorgeverfahren der Landesversicherungsanstalt Berlin, der XI. Internationalen T.-Konferenz überreicht vom Vorstand der Landesversicherungsanstalt Berlin.

Digitized by Google

wird die Zahl der Fälle, in denen ein Heilverfahren einzuleiten sein wird, eine recht bedeutende werden. Koch-Berlin sprach in seinem Referat „Angestelltenversicherung und T." auf der XI. Internationalen T.-Konferenz, 1913, die Vermutung aus, daß die Zahl der an T. behandelten Fälle möglicherweise einen noch höheren Prozentsatz erreichen werde als in der Invalidenversicherung. „Denn in ihren verhältnismäßig günstigeren äußeren Lebensbedingungen bemerken die Angestellten die ersten Anzeichen der Erkrankung nicht so leicht, wie die auf schwere, körperliche Arbeit angewiesenen Werktätigen, und selbst wenn sich aus diesen unauffälligen Erscheinungen eine ernstere Gesundheitstörung entwickelt, so pflegen sie häufig aus wirtschaftlicher Not oder übel angebrachter Sparsamkeit, oft auch aus Rücksicht auf ihre Stellung, die nicht so leicht gewechselt werden kann wie bei den Handarbeitern, das Anfangsstadium zu verheimlichen." Für den Rentenbezug ist im Gesetz eine Wartezeit von 10 Jahren bei den Männern, von 5 Jahren bei den Frauen vorgesehen, die Berechtigung zur Einleitung eines Heilverfahrens ist aber nicht an eine vorgeschriebene Zeit der Beitragsleistung gebunden. Auf Witwen erstreckt sich das vorbeugende Heilverfahren nicht, da hier die Witwenrente nicht an die Voraussetzung der Invalidität geknüpft ist; in bestimmten Fällen wird aber wie bei der Arbeiterversicherung Hausgeld gewährt, wenn der in der Heilanstalt zu Behandelnde den Unterhalt der Familie ganz oder überwiegend aus seinem Verdienste bestritten hat.

5. Die Tuberkulose in der (großen) Lebensversicherung.

Die ärztliche Prüfung ist in der Lebensversicherung Aufgabe der Vertrauensärzte, die Auslese unter den Antragstellern Sache des Chefarztes der Gesellschaften. Die Lebensprognose wird dabei von den Faktoren Alter, Geschlecht, Familiengeschichte, Anamnese (Vorgeschichte, frühere Krankheiten) und gegenwärtiger Gesundheitszustand bestimmt. Außerdem ist die Feststellung der äußeren Lebensbedingungen (Aufenthalt, Beruf, Vermögensverhältnisse, Lebensweise) von Wichtigkeit. Die Lebensversicherungsmedizin steht auf dem Standpunkt, daß die alte Lehre von dem habitus phthisicus auch heute ihre volle Berechtigung hat und in der Prognosenstellung durch nichts anderes ersetzt werden kann. Die Minderernährung (Magerkeit — habitus asthenicus) ist ihr darum „für die frühzeitige Erkennung der Gefahr einer späteren Erkrankung an T. ein viel entscheidenderes Moment als alle die Gelegenheitsursachen, die zu einer Infektion des Individuums mit dem Tuberkelbazillus führen können". (Versicherungslex. S. 174. Vgl. insbesondere: Florschütz, Allgem. Lebensvers.-Med. S. 54—80; ebenda auch Material über Konstitution und T.)

Trotz aller Sorgfalt kann die ärztliche Auslese nicht verhindern, daß eine große Anzahl von „Lebensversicherten" an T. stirbt. In Pro-

Digitized by Google

zent der Gesamtsterbefälle betrug die Zahl der an Lungen-T. Gestorbenen

bei der finnischen Gesellschaft Suomi[1])	1913	33,6
bei den österreichischen Gesellschaften[2]) . . .	1876 bis 1900	18,7
bei der Stuttgarter Lebensversicherungsbank[3]) .	1854 „ 1901	14,7
bei der Gothaer Lebensversicherungsbank[4]) . .	1829 „ 1896	14,4

Die verschiedene Höhe der Anteile rührt zum Teil von der beruflichen und sozialen Zusammensetzung der Versicherten her, zum Teil von der Verschiedenheit der Untersuchungsmethoden und der Qualität des ärztlichen Personals, die keineswegs überall und allzeit die gleiche ist. Es wurden z. B. auch bei der Gothaer früher Bader und andere Personen verwendet; „Krankheiten wie die Lungenschwindsucht blieben in ihren ersten Stadien einfach unerkannt" (Gollmer a. a. O.). Erst seit 1860 arbeitet die Bank nur noch mit Vertrauensärzten. Die obigen Prozentsätze entsprechen zwar der allgemeinen T.-Mortalität der betreffenden Länder (vgl. oben Tab. 3), aber einen einwandfreien Vergleichsmaßstab bilden diese Quoten nicht, da auf die Alterszusammensetzung der Versicherten keine Rücksicht genommen ist; aus dem letzten Grunde ist es auch unmöglich, die Pronzentanteile mit den entsprechenden Anteilen der T.-Sterblichkeit an der Gesamtmortalität der Bevölkerung zu vergleichen. Ohne die Kenntnis der Alterszusammensetzung läßt sich aber auch über die Höhe der T.-Sterblichkeit verschiedener Gesellschaften nicht urteilen; darauf wird mit Nachdruck hingewiesen.

Die T. ist der Gradmesser der ärztlichen Auslese, des ärztlichen Könnens, sagt Florschütz, und es möchte scheinen, als versagte die Auswahl gegenüber dieser tückischen Krankheit. Daß sie aber doch sehr stark wirkt, zeigen die folgenden Tab. 51 u. 52.

Tab. 51. Von 10000 Männern starben an chronischer Lungentuberkulose jährlich (Lohmüller a. a. O.):

Altersklasse (Jahre)	Stuttgarter Lebensversicherungsbank 1854—1901	In Württemberg 1899—1901	„Bank" niedriger als Württemberg um %
25—34	16,2	27,9	41,9
35—49	22,1	32,6	31,2
50—59	29,0	46,2	37,2
60 u. m.	27,0	43,7	38,2

1) Rechenschaftsbericht der Leb.-Vers.-Ges. Suomi für 1913.

2) Versicherungswissenschaftl. Mitt. IX. Bd., 1. H.

3) Lohmüller, Sterbl.untersuchg. auf Grund des Mat. der Stuttgarter Leb.-Vers.-B. — chronische (Lungen-) T.

4) Gollmer, Die Todesursachen bei den Versicherten der Gothaer Leb.-Vers.-B. — Lungen-, Knochen- und Gelenk-T.

Digitized by Google

Tab. 52. Jährlich beobachtete Todesfälle an Lungentuberkulose aus je 10000 Lebenden (Versicherungswiss. Mitt. ohne die letzte Reihe):

Altersklasse (Jahre)	Bei den österreichischen Versicherungsanstalten 1891—1895	Bei der Bevölkerung 1890	„Versicherungsanstalten" niedriger um %
30—40	27,1	40,5	33,1
40—50	32,3	39,1	17,4
50—60	39,1	49,5	21,0
60—70	47,1	52,7	10,6

Am markantesten tritt die Wirkung der ärztlichen Auslese im ersten Versicherungsjahr und in den diesem unmittelbar folgenden Jahren (Näheres Lohmüller a. a. O. S. 147ff.) hervor.

Es ist aber die ärztliche Auslese nicht allein unvollkommen, sondern es wird von vornherein eine breite Masse minderwertiger Leben in die Versicherung aufgenommen, d. h. solche Antragsteller, die nach den Erklärungen über ihren eigenen Gesundheitszustand bzw. den ihrer Familien zu den normalen Bedingungen nicht angenommen werden können. In der Stuttgarter Lebensversicherungsbank wurden z. B. rund 12 % des Bestandes nur mit erschwerten Aufnahmebedingungen aufgenommen (Lohmüller a. a. O.). Die Größe des Anteils T.-Verdächtiger (Kranke werden selbstverständlich in die Versicherung nicht aufgenommen) ist allerdings nicht angegeben. Die Versicherung minderwertiger Leben wird immer häufiger[1]), aber aus der Zahl der alljährlich Zurückgewiesenen geht hervor, daß immer noch sehr viele von der Versicherung ausgeschlossen sind, und damit ist gerade jenen die Wohltat der Versicherung versagt, welche ihrer am meisten bedürfen. Bei den deutschen Gesellschaften machen die Zurückweisungen jährlich etwa 20 % (das ist 1912 rund 66 000 Personen mit 324 Millionen Mark Kapital) sämtlicher Anträge aus. Wie oft sie wegen T. im allgemeinen erfolgen, läßt sich daraus schätzen, daß von 848 direkten Zurückweisungen[2]) (in statistischer Hinsicht allerdings keine bedeutende Zahl) in 257 Fällen oder 30,3 % T. der Grund der Ablehnung war; davon wurde T. 184mal bei dem Antragsteller nachgewiesen, 73mal in der Familie. Es ist zu wünschen, daß die Versicherung Abnormer sich möglichst ausdehnt[3]) und

1) Einige Gesellschaften haben eine besondere „Versicherung für Abgelehnte" geschaffen, z. B. die „Arminia" in München.

2) Pedersen, Über die Versicherung minderwertiger Leben.

3) Es ist sehr zu begrüßen, daß der Plan unter der Firma „Hilfe", Vertragsgesellschaft deutscher Lebensversicherungsunternehmungen A.-G. in Stuttgart, eine Abgelehnten-Versicherung zu gründen seiner Verwirklichung nahe ist. Im Frühjahr 1916 haben schon 17 deutsche Gesellschaften, darunter die meisten großen und mittleren Lebensversicherungsgesellschaften, ihren endgültigen Beitritt erklärt. Die in normalen Zeiten allein schon bei diesen Gesellschaften anfallende Ablehnungsversicherungssumme beläuft sich auf etwa 180 Millionen Mark, eine reichlich breite Basis für einen Geschäftsbetrieb.

Digitized by Google

durch Verringerung der Kosten immer mehr auch auf stärkere Grade der Minderwertigkeit sich erstreckt, da dieses Versicherungsproblem ökonomisch und sozialpolitisch höchst bedeutungsvoll ist. Die übliche Bezeichnung „minderwertiges Leben" ist nicht gut gewählt und es ist besser „angepaßte" und „minderwertige Leben" auseinanderzuhalten, eine Unterscheidung, die Florschütz in seinem Buche „Allgemeine Versicherungsmedizin" (1914) gebraucht. Er verweist dort (S. 29f.) auf den Wirrwarr auf dem Gebiete der Versicherung minderwertiger Leben, worunter alles mögliche oder scheinbar mögliche versicherbare Menschenmaterial zu verstehen sei und schlägt vor, „die Risiken, die mit irgendwelchen Erschwerungen mit den normalen noch nach der gleichen Sterblichkeitstafel versichert werden können, als (dem normalen Versicherungsbestande) „angepaßte" Risiken zu bezeichnen" und „minderwertige Leben" nur diejenigen Risiken zu nennen, „deren Gefahr eine so große scheinbar oder wirklich ist, daß sie unter keinerlei Bedingungen mehr dem normalen Versicherungsbestand eingereiht, wohl aber nach einer besonderen Sterblichkeitstafel oder anderen Versicherungsmodalitäten noch versichert werden können".

Welchen Weg schlagen nun die Gesellschaften ein, wenn sie ein „angepaßtes Leben" sc. eine z. B. auf Grund der Familiengeschichte tuberkuloseverdächtige Person versichern? Es wurde und wird die Versicherungsdauer abgekürzt, um von einem bestimmten Zeitpunkt ab ein zu befürchtendes größeres Risiko auszuschließen. Dieser Modus scheint auch Erfolg zu haben. Denn eine Reihe von Todesursachen sind in der gemischten Versicherung viel weniger häufig als in der Todesfallversicherung, und gerade bei der Lungen-T. (sowie den Rachen- und Lungenkrankheiten) ist der Unterschied am stärksten. Nach Beobachtungen am Gesamtmaterial der österreichischen Versicherten in den Jahren 1896 bis 1900 waren die Sterbeziffern für 10 000 Lebende (Versicherungswiss. Mitt.):

	in der Todesfall-versicherung	in der gemischten Versicherung
bei Lungen-T.	28,9	17,4
bei Rachen- und Lungenkrankheiten	28,7	7,9

Auch hinsichtlich der zeitlichen Gestaltung der T.-Mortalität zeigen die Todesfall- und gemischte Versicherung gegensätzliches Verhalten. Während in jener die Lungen-T. in steter gleichmäßiger Abnahme begriffen ist und der auch in der Versicherung beobachtete Sterblichkeitsrückgang vornehmlich dem Sinken der Lungen-T. zuzuschreiben ist, ist bei der gemischten Versicherung die Abnahme kaum merklich, was dadurch erklärt ist, daß die gemischte (abgekürzte) Versicherung eben in neuerer Zeit häufig zur Versicherung „angepaßter bzw. minderwertiger Leben" verwendet wird. Vgl. Tab. 53.

Digitized by Google

Tab. 53. Sterblichkeitsziffern für Lungentuberkulose auf 10 000 Lebende (österreichische Versicherte; Versicherungswiss. Mitt.):

	1876 bis 1880	1881 bis 1885	1886 bis 1890	1891 bis 1895	1896 bis 1900
a) bei allen Versicherungen	56,9	44,5	37,4	33,1	23,0
b) bei den gemischten Kapitalversicherungen	27,5	18,4	22,4	22,4	17,4

Nach diesem Prinzip verfuhr auch die Gothaer Lebensversicherungsbank und machte damit die in Tab. 54 mitgeteilte Erfahrung.

Tab. 54. Bei den mit Abkürzung versicherten Männern der Gothaer Lebensversicherungsbank betrugen 1852 bis 1895 die wirklichen Sterbefälle an Tuberkulose in Prozent der rechnungsmäßigen (Gollmer a. a. O.):

	freiwillige Abkürzungen	bedungene Abkürzungen
1.—5. Versicherungsjahr . . .	57,7	130,4
6. und folgende	66,7	123,2

Bei den freiwillig mit Abkürzung versicherten Männern zeigt sich also eine Untersterblichkeit, bei den bedungenen Abkürzungen eine Übersterblichkeit an T., und zwar macht diese höhere Sterblichkeit sich am stärksten gleich nach dem Versicherungsbeginn, in den ersten 5 Versicherungsjahren, geltend. „Die erhöhte Gefahr ist nicht erst nach dem Abkürzungstermin eingetreten, sondern sie war von Anfang an da" (Florschütz a. a. O. S. 40). Damit ist die Unzweckmäßigkeit dieses „Versicherungsmodus" erwiesen; dennoch ist er vielfach noch in Übung, ja sogar erweitert worden (ebenda).

Auf die andere Art der Lebensversicherung, größere als die normalen Risiken zu versichern, wird, da eine nähere Darstellung derselben nicht zur speziellen Aufgabe dieser Arbeit gehört, weiter unten kurz hingewiesen werden.

Der schon erwähnte, aus Tab. 53 ersichtliche Rückgang der T.-Mortalität in der Lebensversicherung geht, wenn auch nicht ohne Vorbehalt (Nachteile der Quote als Maßstab zur Häufigkeitsbestimmung), auch aus der folgenden Tabelle hervor.

Tab. 55. Die Sterbefälle an Lungentuberkulose betrugen in Prozent der Gesamtsterblichkeit (Versicherungswiss. Mitt.):

Im Quinquennium	In der Altersklasse		
	17—98	17—59	60—98
Bei allen Versicherungen:			
1876—1880	23,60	28,91	12,82
1896—1900	15,52	22,24	6,09
Bei den gemischten Versicherungen:			
1876—1880	24,50	25,60	6,66
1896—1900	23,29	24,65	5,38

Digitized by Google

Prof. Florschütz weist auch für die neueste Zeit, nämlich unter den seit 1904 Versicherten bei der Gothaer Lebensversicherungsbank, eine starke Abnahme der T.-Sterblichkeit nach (Zeitschr. f. d. ges. Versicherungswiss. 1912) und führt diese nicht nur auf die Abnahme in der Bevölkerung zurück, sondern auch auf die Auslese; „die Gothaer hat es besser verstanden, sich die Lungen-T. fernzuhalten als andere Gesellschaften". „Während die T.-Sterblichkeit der Gothaer Lebensversicherungsbank", schreibt derselbe Autor neuerdings (Allg. Lebvers.-Med., S. 76), „für die ersten 5 Versicherungsjahre — die Gesamtsterblichkeit[1]) = 100 gesetzt —

in den Jahren 1829—1851	156,6 %	in den Jahren 1867—1880	107,0 %
„ „ „ 1852—1866	109,3 %	„ „ „ 1881—1895	86,0 %

betrug, ist sie in der Periode 1904 bis 1909, wo streng nach dem Konstitutionsfaktor ausgelesen wurde, auf 28 % gesunken."

Trotz allen Rückganges sind die Verluste nicht unbedeutend, welche die Gesellschaften alljährlich durch die T. erleiden. Gewisse Berufszweige der Versicherten sterben bis zu 100 % an T., insbesondere Staubarbeiter, unter ihnen vor allem Bild-, Stein- und Feilenhauer. Die Gesellschaften gehen daher bei der Auswahl der Risiken, welche in irgendeiner Weise bezüglich der Phthise zu Bedenken Veranlassung geben, mit der größten Vorsicht zu Werke. Die Frühdiagnose hat besondere Bedeutung, da nach Feststellungen 75 % der Kranken, welche Symptome der T. zeigten, innerhalb der ersten beiden Jahren nach dem Auftreten derselben starben. Die erbliche Belastung ist darum bei der Auslese von größtem Einfluß.

Die dem normalen Risiko gegenüber erhöhte Gefahr der T. besteht darin, daß sie das Maximum von Opfern vor dem Alter von 70 Jahren fordert. Denn eine Todesursache ist um so gefährlicher, in je früheren Jahren sie schon ins Gewicht fällt. Ungefähr bis zum 55. Lebensjahr kommt der T. die Gefährlichkeit ersten Grades zu. Nur durch Ziffern kann die relative Gefahr in den verschiedenen Altersklassen festgestellt werden.

Tab. 56. Von 100 000 lebenden Männern jeder Altersgruppe starben an chronischer Lungentuberkulose in der Stuttgarter Lebensversicherungsbank 1854 bis 1901 (Lohmüller a. a. O.):

20—29	153	45—49	249	65—69	287
30—34	161	50—54	291	70—74	145
35—39	205	55—59	286	75—90	120
40—44	216	60—64	309		

1) Die rechnungsmäßige T.-Sterblichkeit = 100 gesetzt, dann die wirklichen Sterbefälle in Prozenten. Vgl. unten die T.-Sterbl. in den ersten 5 Versicherungsjahren.

Digitized by Google

Tab. 57. Sterblichkeitssätze für Phthisis nach Altersklassen auf je 100 000 Versicherte:

A) unter den männlichen Versicherten von 17 englischen Gesellschaften 1892/94[1]		B) nach der Todesursachenstatistik der Gothaer Bank 1829/87	
17—24	152	15—25	263
25—34	251	26—35	217,1
35—44	322	36—45	227,9
45—54	313	46—55	246,8
55—64	266	56—65	300,5
65—74	155	66—75	248,7
75—84	64	76—85	96,9
85 u. m.	24	86—90	96,9

[1] Kehm, Über die Versicherung minderwertiger Leben.

Die Abweichung der Ziffern erklärt sich zum Teil aus der verschiedenen T.-Mortalität der Länder, zum Teil daraus, daß die ärztliche Diagnose nicht überall und in allen Altersstrecken gleich viel zu leisten vermag, ganz abgesehen davon, daß die Beobachtungen ganz verschiedenen Zeiträumen entstammen. Für die Altersstufe 15 bis 25 ist zu beachten, daß das Durchschnittsalter bei den in der Gothaer versichert Gewesenen 23,3 Jahre betrug, die 20- bis 24jährigen aber eine nochmal so große Sterblichkeit an Lungenschwindsucht haben als die 15- bis 19jährigen (Kehm a. a. O.).

Die T.-Sterblichkeit der ersten 5 Versicherungsjahre verdient besondere Beachtung. Unter den lebenslänglich versicherten Männern der Gothaer fielen 1852 bis 1895 28,1 % von sämtlichen Todesfällen während der ersten 5 Versicherungsjahre auf T. (Gollmer a. a. O.). Unter den 1904 bis 1909 zugegangenen beobachteten Versicherten starben in den ersten 5 Versicherungsjahren nur mehr 14,8 % an T. (die absoluten Zahlen in der Zeitschr. f. d. ges. Versicherungswiss. 1912 S. 299f.); dabei machten diese wirklichen Sterbefälle an T. nur 28 % der rechnungsmäßigen aus.[1])

Höhere und zeitlich auffallend konstante Quoten ergeben sich bei der Betrachtung der Todesfälle unter den österreichischen Versicherten (die absoluten Zahlen in den Versicherungswiss. Mitt. a. a. O.). Es betrug die Zahl der Todesfälle an Lungenschwindsucht in den ersten 5 Versicherungsjahren:

1876 bis 1880	26,5 %	aller Todesfälle
1881 „ 1885	26,7 %	„ „
1886 „ 1890	26,1 %	„ „
1891 „ 1895	26,1 %	„ „
1896 „ 1900	28,6 %	„ „

1) Alle wirklichen Sterbefälle betrugen 60 % der rechnungsmäßigen in den ersten 5 Versicherungsjahren.

Digitized by Google

Berücksichtigt man auch die Altersgliederung der Gestorbenen, so ergibt sich eine Abnahme der Prozentanteile mit der Alterszunahme (Zahlen hierfür in den zitierten Arbeiten).

Die versicherungstechnische Wertung der T. geschieht durch die Berechnung der wahrscheinlichen Lebensdauer und der Sterbenswahrscheinlichkeiten. Je kürzer die wahrscheinliche Lebensdauer oder Lebenserwartung im engeren Sinn, d. h. die Zeitstrecke, innerhalb welcher die Hälfte der unter Beobachtung gestellten gleichalterigen Personen stirbt, um so gefährlicher ist die Todesursache. Lohmüller (a. a. O.) gibt als wahrscheinliche Lebensdauer an bei:

chronischer (Lungen-) T. das Alter von	**47,6 Jahren**
der Gruppe: Krebs und bösartige Neubildungen	65,0 „
Erkrankung der Respirationsorgane ohne T.	68,8 „
der Gesamtsterbetafel der Bank	65,8 „
der Sterbetafel der Reichsbevölkerung 1870/81	61,2 „

Der Abstand zwischen der wahrscheinlichen Lebensdauer bei T. und der nächst niedrigen bei Krebs usw. ist demnach erheblich. Auch nach der Gefahrenklassifikation der Todesursachen von Blaschke (Gothaer Material) steht die T. obenan, etwas anders nach den Berechnungen von Kehm (a. a. O., englisches Material). Danach steht der Typhus an der Spitze (aber kleine absolute Zahlen!), an ihn schließen sich als nächstgefährliche Todesursachen Phthisis und Syphilis an. Vom 35. Lebensjahr ab überholt die Intemperentia (chronischer Alkoholismus und Delirium trem.) zunächst die Syphilis und vom 45. ab auch die Phthisis (allerdings nur um einen kleinen Betrag). In der folgenden Tab. 58 bedeuten die Ziffern den Zeitpunkt, in welchem die Hälfte der am Ende des 15., 25. usw. Lebensjahres Lebenden, die für den Tod an T. bestimmt sind, abgestorben ist; die wahrscheinliche Lebensdauer erhält man durch Abzug von 15, 25 usw. Jahren.

Tab. 58.

Von 15 ab	Von 25 ab	Von 35 ab	Von 45 ab	Von 55 ab	Von 65 ab
38,7	Ty 41,6	Ty 44,8	Ty 53,2	—	—
40,7	Ph 43,6	Ph 48,6	I 54,4	I 62,1	I 70,5
44,0	S 45,3	I 49,3	Ph 54,5	Ph 62,2	Ph 70,8

Ty = Typhus, Ph = Phthisis, S = Syphilis, I = Intemperentia.

Die „Absterbegeschwindigkeit" der T. geht sehr anschaulich aus der folgenden Tab. 59 hervor (Lohmüller a. a. O.):

Tab. 59. Von 100 000 20jährigen Männern (Stuttgarter Lebensversicherungsbank) überschreiten das Alter:

in der Gruppe	45	55	65	75
chronische (Lungen-) T.	55888	31991	11257	1565
Erkrankung der Respirationsorgane . . .	92942	83076	61271	24996
Gesamttafel der Bank	87273	74307	52231	24304
Tafel der Reichsbevölkerung von 1871/81	76361	61639	41834	18120

Digitized by Google

Am raschesten wird also die erste Gruppe hinweggerafft, nur etwas mehr als die Hälfte der 20jährigen wird 45 Jahre alt, das Alter von 75 Jahren erreicht nur der 64. Teil (Gesamttafel: [16mal soviel, also:] der 4. Teil). In Tab. 60 sind die aus der Absterbeordnung berechneten Sterbewahrscheinlichkeiten für T. gegeben, da sie noch übersichtlicher ihre Sterbeintensität vor Augen führen. Sie gelten für männliche, ärztlich untersuchte Mitglieder der Stuttgarter Bank (Lohmüller a. a. O., S. 113).

Tab. 60. Promillesätze für Altersgruppen von je 5 Jahren.

Alter	Sterblichkeit der Gruppe chronische (Lungen-) T.	Gesamtsterblichkeit	Alter	Sterblichkeit der Gruppe chronische (Lungen-) T.	Gesamtsterblichkeit
20—24	13,31	3,31	55—59	79,38	27,28
25—29	19,03	3,97	60—64	117,44	41,55
30—34	20,15	4,62	65—69	177,44	59,82
35—39	28,36	6,28	70—74	226,20	85,73
40—44	33,76	8,94	75—79		123,24
45—49	44,62	12,98	80—84	0,00	167,95
50—54	62,97	18,85	85—89	0,00	255,14

Nach ihrer Gefährlichkeit und der Größe des Risikos verlangt die T. eine durchweg viel höhere Prämie als die abgestufte Gesamtsterblichkeit. Als Beispiel hierfür beantwortet Tab. 61 (Lohmüller a. a. O.) die Frage: welche Prämie müßte ein Antragsteller seinem Risiko entsprechend bezahlen, wenn T. seine Todesursache wäre und diese sich vorausbestimmen ließe (Zins $3\frac{1}{2}$ %)?

Tab. 61. Jährliche Versicherungsprämie für 1000 Mark (Männer):

Eintrittsaltersgruppe: 25—29 Jahre mittleres Eintrittsalter 27 Jahre		
Versicherungsdauer	Abgestufte Sterblichkeit innerhalb der Todesursachengruppe: chronische T.	Gesamtsterblichkeit
15	61,59	52,69
20	47,80	37,29
25	40,64	28,49
30	36,97	23,10
	usw.	

Den mit 27 Jahren Eingetretenen und auf 30 Jahre Versicherten entspricht auf Grund ihrer beobachteten abgestuften Gesamtsterblichkeit eine Prämie von 23,10 ‰ der Versicherungssumme. Wären alle an Lungen-T. gestorben, so wär ihr Absterben in einer Ordnung erfolgt, der eine Prämie von 36,97 entsprochen hätte (d. i. eine Erhöhung von 60 %).

Digitized by Google

Der versicherungstechnisch beste und gangbarste Weg für die Anwendung dauernder Risikoerhöhung ist nach Florschütz (a. a. O., S. 39ff.) die Alterserhöhung, d. h. man sucht unter den Beitrittsaltern der Sterblichkeitstafel dasjenige aus, dem das Risiko seiner Sterbegefahr nach am meisten entspricht.

Da die Frauen relativ selten eine Lebensversicherung eingehen, liegen für sie wenig Beobachtungsergebnisse vor. Doch zeigen z. B. Untersuchungen am Gothaer Material, daß sie in den jüngeren Jahren mehr als die Männer von der T. gefährdet sind. Diese stärkere Bedrohung wird auf die Geschlechtsfunktion zurückgeführt (Schwangerschaft, Entbindung). Es soll auch die vertrauensärztliche Untersuchung „nicht auf der Höhe der besonderen Verhältnisse stehen" und die Frau habe eine ganz besondere Neigung zur Täuschung.

Eine weitere Anführung versicherungsstatistischen Materials, soweit die T.-Mortalität in Frage käme, verbietet sich im Rahmen dieser Arbeit. Nur eine Tabelle sei noch wiedergegeben (aus Florschütz, Allg. Versichg.-Med. S. 135), welche sehr deutlich den Unterschied in der Sterblichkeit der Versicherten nach der Höhe der Versicherungssumme ersehen läßt.

Versicherungssumme	Prozentsätze der wirklichen von der rechnungsmäßigen Zahl der Sterbefälle		
	Alter 15—50 Jahre	Alter 51—90 Jahre	Sämtliche Alter
Sterblichkeit im allgemeinen:			
bis 3000 ℳ	109,7	102,8	104,8
3000—6000 „	98,0	97,4	97,6
über 6000 „	90,7	101.6	98,6
Sterblichkeit an Lungenschwindsucht:			
bis 3000 ℳ	**134,8**	**128,2**	**131,8**
3000—6000 „	93,0	97,9	95,2
über 6000 „	65,6	65,7	65,6

Bei der Lungenschwindsucht beträgt die Übersterblichkeit der niedrigsten (bis 3000 Mark) gegenüber den höchsten Summenklassen (über 6000 Mark) 66 %. Es zeigt sich, daß vor allem auch die Lungen-T. die Mehrsterblichkeit bei den niedrigsten Summenklassen bedingt. Bei den letzteren wird indessen mit der Verbesserung der Hygiene und der Wohnungsverhältnisse, der Arbeits- und Lohnverhältnisse usw. eine immer günstiger werdende Mortalität sich zeigen.

Digitized by Google

Zusammenfassung.

Tuberkulose und Volkswirtschaft.

Es konnte bisher schon mehrmals auf die volkswirtschaftliche Bedeutung der T. hingewiesen werden. In diesem Schlußabschnitt sollen nun die Beziehungen zwischen T. und Volkswirtschaft zusammenfassend und ausführlicher dargelegt werden. Zu diesem Zwecke sei zunächst an die wichtigsten Ergebnisse unserer Betrachtung erinnert.

Es zeigte sich, daß das erwerbsfähige Alter von der T. am meisten gefährdet ist, also jenes Alter, das für den einzelnen Haushalt wie für den Staat von der größten Wichtigkeit ist. Zwar nicht mehr jeder dritte, aber doch noch jeder vierte der im Alter von 15 bis 60 Jahren Verstorbenen, ist ein Opfer der T. und rund 75 % aller an T. Gestorbenen stehen im erwerbsfähigen Alter. Durch den Tod der erwerbenden Familienhäupter und -mitglieder ziehen Sorge und Elend in die Familien ein, durch den Verlust der vielen Arbeitskräfte wird das Volksvermögen geschädigt. Für dieses geht aber nicht nur das produktiv werbende Kapital zugrunde, sondern auch der schon erfolgte, oft recht kostspielige Aufwand für Erziehung und Ausbildung der Personen. Der Verlauf der Krankheit ist meistens ein langsamer und verursacht hohe Kosten für Pflege, sodann auch Verdienstentgang für jene Angehörigen des Kranken, die sich seiner Pflege annehmen. Zu allem Unglück ist die Seuche die Krankheit der Armen, jener Bevölkerungsschichten, deren einziges Besitztum die Arbeitskraft ist. Doch ist die Zahl der Opfer, die den mittleren und höheren sozialen Kreisen entstammen, auch allzu groß [1]) und Mehrkosten erwachsen dem Staat, den Gemeinden und anderen Verbänden durch die vorzeitige Pensionierung der als unheilbar erkannten tuberkulösen Lehrer, Beamten und Angestellten. Ebenfalls aus der vorzeitigen Herbeiführung der Invalidität resultiert die Bedeutung der T. für die Invalidenversicherung; in der Lebensversicherung verschuldet sie (zum Teil trotz der Auslese) 15 bis 30 % aller Todesfälle und führt auch hier zumeist den vorzeitigen Versicherungsfall herbei. Soweit aber tuberkulös Gefährdete als minderwertige Leben versichert werden, müssen sie hohe Prämien bezahlen.

Nicht minder gefährlich und schädlich ist die T. unter den Haustieren.[2]) Unübersehbar ist der Schaden, der durch die Entwertung

1) Es besteht auch eine besondere Kommission zur T.-Fürsorge im Mittelstande, welche sich am 1. Juni 1912 konstituierte mit Rücksicht darauf, daß trotz der Arbeiter- und Angestelltenversicherung noch weite Kreise des Mittelstandes, insbesondere die Handwerker im Kampf gegen die T. wesentlich auf sich angewiesen sind (Kommun. Jahrb. 6. Jahrg. S. 183f.).

2) Vgl. den Anhang: Die T. der Haustiere nach der Fleischbeschau-, Schlachtungs- und Viehversicherungsstatistik.

Digitized by Google

der Tiere infolge der Abmagerung entsteht, durch die verminderte Nutzleistung, die Untauglichkeit oder Minderwertigkeit des Fleisches und der Milch als Nahrungsmittel. Nahezu ein Viertel aller geschlachteten Rinder wird im Deutschen Reiche wegen T. beanstandet und durchschnittlich 25 % der Schadensfälle in der Viehversicherung treffen auf T.

Diesen Schaden der T. für die Volkswirtschaft zahlenmäßig zu bewerten ist im ganzen nicht möglich, schon deswegen nicht, weil die T.-Statistik große Mängel hat. Einige Teilberechnungen aber können wohl versucht werden.

Nimmt man z. B. an, daß jährlich rund 75 000 Personen im Alter von 15 bis 60 Jahren an Lungenschwindsucht sterben, daß sie durchschnittlich nur vier Jahre länger lebten, wenn sie nicht von dieser tückischen Krankheit befallen würden, und daß der durchschnittliche Tagesverdienst bei 300 Arbeitstagen 2,5 Mark (Tagelöhner, Fabrikarbeiter, Angestellte, Beamte) betrage, dann ergibt sich (jährlich) ein Verdienstentgang von 225 Millionen Mark (den Verdienstentgang während der Krankheitsdauer gar nicht mitgerechnet). Nimmt man ferner an, daß von den 75 000 nur jeder Fünfte einer 2jährigen Pflege durch einen erwerbsfähigen Angehörigen bedurft hat, daß unter 5 Verstorbenen nur einer sich einer monatlichen Kur von 100 Mark Kosten unterzogen hat, daß nur 10 000 Personen eine Familie hinterlassen, an welche auf 5 Jahre jährlich 200 Mark als Witwen- und Waisenrenten, Pensionen, Armenpflegekosten usw. zu bezahlen sind, so ergibt sich ein weiterer Schaden von 22,5 + 1,5 + 10 Millionen = 34 Millionen Mark. Der Verlust beziffert sich also pro Jahr auf insgesamt 259 Millionen Mark.

Unter Zugrundelegung des vom Kaiserl. Gesundheitsamte festgestellten und von Ballod[1]) und Eßlen[2]) berichtigten Durchschnittsgewichts der geschlachteten Tiere und von Wertsätzen, welche von sachkundiger Seite erfragt wurden, ergab sich nach genauer Berechnung[3]), daß dem deutschen Volk durch T. jährlich für 13,6 Millionen Mark Fleisch verloren geht.

Prof. Irving Fisher von der Yale-Universität erstattete 1908 einen Bericht über die Ausbreitung der Lungenschwindsucht in den Vereinigten Staaten und über den riesigen Schaden, den sie dem Nationalvermögen verursacht. Die Kosten der Krankheit mit dem Ausfall an Einkommen infolge aufgehobener oder verminderter Erwerbsfähigkeit berechnet Prof. Fisher auf mehr als 4,4 Milliarden Mark jährlich.

Gegen eine Seuche, die Volkswirtschaft und Volksvermögen so schädigt, kann der Kampf nicht energisch genug geführt werden. Die deutsche Invalidenversicherung hat ihn, wie ausgeführt wurde, zuerst eingeleitet und am bedeutsamsten ausgebaut. Er gilt vor allem der

1) Ehrengabe für Mayr, Bd. II, S. 613/614.
2) Eßlen, Die Fleischversorgung des Deutschen Reiches, 1912, S. 245.
3) An Hand der Tab. 1. u. 2 des Anhanges.

Digitized by Google

Lungen- und Kehlkopfschwindsucht, aber auch dem Lupus, da ja die Lupösen durch das abstoßende Äußere und die Verstümmelungen, welche dieses Leiden begleiten, ebenfalls von der Gesellschaft und dem Arbeitsmarkt ausgeschlossen sind. Der Nutzen der Heilstätten ist aber nicht immer anerkannt worden, es wird im Gegenteil auch behauptet, sie hätten für die Bekämpfung der T. sehr wenig getan. Cornet schreibt noch 1907 in der 2. Auflage seines bedeutenden Werkes „Die Tuberkulose" (2. H. S. 863): „Die Heilstätten haben sich in der Tat nicht bewährt." Auch ohne sie sei immer eine große Anzahl Tuberkulöser jahrelang arbeitsfähig geblieben. Auch der volkswirtschaftliche Nutzen stehe sehr in Frage. An der raschen Beteiligung der Versicherungsanstalten sei nur der Überfluß an totem Kapital schuld gewesen. Durch Berechnungen sucht Cornet nachzuweisen, daß eine Deckung der Kosten des Heilverfahrens durch „die Rentenersparnis von vornherein ganz ausgeschlossen gewesen wäre". „Im Gegenteil, zu dem, was man erwartete, haben die Heilstätten unendlich viel unzufriedene Menschen geschaffen."[1]) Demgegenüber könnte man zahllose Stimmen zu Worte kommen lassen, welche den unschätzbaren Wert und Erfolg der Heilstätten bezeugen.[2]) Inwieweit die aufgewendeten Millionen im richtigen Verhältnis zu dem sozialen und volkswirtschaftlichen Nutzen stehen, mag aus folgender Berechnung hervorgehen.

Im Jahre 1907 wurden an T. „ständig" behandelt 22 258 Männer und 9816 Frauen, zusammen also 32 074 Personen (Tab. 46). Nach Tab. 48, weiterer Berechnung und Schätzung ergibt sich: Von 100 Behandelten behielten die Erwerbsfähigkeit:

Am Ende des	Männer	Frauen	Männer	Frauen
1. Jahres nach der Behandlung . .	64	69 =	16 245	6773
2. „ „ „ „ . .	55	62 =	12 244	6086
3. „ „ „ „ . .	49	57 =	10 906	5595
(4. „ „ „ „ . .	40	46 =	8 903	4515)
(5. „ „ „ „ . .	30	38 =	6 677	3730)
(6. „ „ „ „ . .	20	30 =	4 452	2945)

Berechnet man den Gewinn von Arbeitsverdienst nur für die 6 Jahre nach der Behandlung und läßt dabei unberücksichtigt, daß ein Teil der Pfleglinge wegen der durchschnittlich nur 75 Tage umfassenden Behandlungsdauer schon im Behandlungsjahr (1907) die Möglichkeit des Verdienens hat[3]), ferner daß die Unterstützung für Hinterbliebene

1) Vgl. a. Mosse, die S. 566—569 seiner Abhandlung „Einfl. der soz. Lage auf d. T." in Liefg. 3 des Werkes „Krankheit m. soz. Lage".

2) Vgl. zu dieser Frage das Referat des Geh. Reg.-Rats Bielefeldt „Die bisherigen Leistungen der Heilstätten" in der 11. General-Vers. des D. Zentralkomitees zur Bekämpfung der T. am 28. Mai 1907.

3) Die Pfleglinge bekommen freilich nicht immer unmittelbar nach der Entlassung aus der Heilstätte auch Arbeit. Wichtigkeit des Arbeitsnachweises.

Digitized by Google

usw. im Falle des Todes erspart wird, und nimmt man an, daß das jährliche Mindesteinkommen beim männlichen Geschlecht 700 Mark, beim weiblichen 600 beträgt, so ergibt sich die Summe von 57 863 900 Mark. Zieht man hiervon die Behandlungskosten für die mit und ohne Erfolg Behandelten (1907 11 894 318 Mark) und 1,72 Millionen Mark zur 4 %igen Verzinsung des Anlagekapitals (Grund und Boden, Bau, Einrichtung: im Jahre 1908 rund 43 Millionen Mark) ab, so bleibt ein volkswirtschaftlicher Gewinn von 44 249 588 Mark oder rund 44,25 Millionen Mark. Diese Summe hat sich seit 1907 immer mehr erhöht, denn die Zahl der Behandelten nahm zu und die Heilerfolge wurden noch günstiger[1]), da die Behandlung von Anfangs-T. fortschreitet.

Mit außerordentlicher Kraft wird der Kampf gegen die T. auch in den Vereinigten Staaten geführt: die Jahresausgaben betrugen 1909 32, 1910 60 Millionen Mark; von der letzten Summe entfallen auf die Behandlung Tuberkulöser 45,5 Millionen Mark (Zeitschr. f. Sozialw., 1911 S. 871).

Eine große Gefahr droht dem Bekämpfungswerk durch den gegenwärtigen Krieg. Durch ihn werden die unter Aufwendung beträchtlicher Mittel erzielten Erfolge in Frage gestellt. Es werden nicht nur die Erkrankungs- und Sterbeverhältnisse an T. in Heer und Flotte sich verschlimmern, sondern es werden vor allem die Lebens- und Wohnungsverhältnisse der nicht-kriegführenden Bevölkerung durch vermindertes Einkommen ungünstig beeinflußt werden. In großer Zahl sind die in den Lungenheilstätten tätigen Ärzte und Krankenpflegepersonen zum Heere einberufen worden. So mußten einzelne Heilstätten geschlossen werden und auch viele Auskunfts- und Fürsorgestellen ihre Tätigkeit einstellen. Aber gerade in dieser Zeit darf die Bekämpfungsarbeit nicht erlahmen. Die berufenen Stellen haben deshalb schon unmittelbar nach Kriegsbeginn mit der Kriegsrüstung gegen die T. sowohl für das Heer wie für die bürgerliche Bevölkerung begonnen.[2])

1) Von den im Jahre 1913 in Heilstätten behandelten Lungentuberkulösen wurden 92 % als erwerbsfähig entlassen.

2) Die wichtigsten Aufrufe und Erlasse sind die folgenden: Schreiben aus dem Kabinett Ihrer Majestät der Kaiserin und Königin vom 12. 8. 1914; Aufruf der Zentralstelle des Roten Kreuzes für Kriegswohlfahrtspflege; Erlaß des K. Preuß. Ministeriums des Innern betr. Fürsorge für die infolge des Krieges aus den Lungenheilstätten usw. entlassenen Lungenkranken vom 11. 8. 1914; Erlaß des Reichskanzlers (Reichsamt des Innern) vom 25. 8. 1914; Aufruf des Präsidiums des D. Zentralkomittees zur Bek. d. T. vom 15. 8. 1914; Aufruf des T.-Ausschusses der Zentralstelle des Roten Kreuzes für Kriegswohlfahrt vom 17. 8. 1914; Runderlaß des Reichsversicherungsamts an die Vorstände der seiner Aufsicht unterstellten Landesversicherungsanstalten über die T.-Bek. während des Krieges vom 20. 8. 1914; Erlaß des K. Bayr. Staatsministeriums des Innern betr. Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit, der T. und des Alkoholmißbrauchs. Erlasse des Kriegsministeriums — Medizinal-Abteilung — betr. Heilbehandlung tuberkulöser Soldaten während des Krieges vom 19. 10. 1914, 17. 3. 1915, 19. 4. 1915 und 16. 8. 1915. Erlaß des Pr. Kriegs-

Digitized by Google

Für die letztere wird vor allem darauf hingewirkt, daß die aus den Lungenheilstätten entlassenen Kranken, wenigstens die an offener Lungen-T. leidenden, nach Möglichkeit in allgemeine Krankenhäuser abgesondert werden und daß alle bisherigen Einrichtungen zur Bekämpfung der T. solange wie möglich in Tätigkeit bleiben. Bezüglich der T.-Fürsorge beim Militär wurde festgesetzt, daß jeder Mann, bei dem, sei es bei der Truppe oder im Lazarett, ein tuberkulöses oder tuberkuloseverdächtiges Lungenleiden festgestellt wird, unverzüglich in eine Lungenheilstätte oder eine andere geeignete Heilanstalt zu überführen ist. Das Heilverfahren ist in allerweitestem Umfange und ohne Beschränkung auf die Fälle mit den günstigen Heilungsbedingungen einzuleiten. Außerdem erfolgt bei der Entlassung tuberkulöser Soldaten eine Überweisung an die bürgerlichen Behörden und Fürsorgeeinrichtungen von den Heilstätten aus mittels eines Anmeldeblattes durch Vermittelung der für den Heimatsort zuständigen Bezirkskommandos.

Eine sichere Beobachtung einer auffallend ungünstigen Beeinflussung der T. durch die Kriegsverhältnisse sei nach einer Äußerung einer in der Frage der T.-Bekämpfung maßgebenden Stelle bisher nicht wahrzunehmen. Es habe sich allem Anschein nach auch unsere Kriegsrüstung gegen die T. wohl bewährt.

Es soll nicht bezweifelt werden, daß zivile wie militärische Stellen alles aufgeboten haben, um eine Erhöhung der T.-Gefahr durch den Krieg zu verhüten. Insbesondere ist der Verfasser von der Richtigkeit der Darlegungen des Generalstabsarztes der bayerischen Armee und Chefs der Medizinal-Abteilung des Kriegsministeriums über den Standpunkt und die Maßnahmen der Militärverwaltung in der T.-Bekämpfung anläßlich der Tagung der ordentlichen Mitgliederversammlung des Bayerischen Landesverbandes zur Bekämpfung der T. am 9. Juli 1916 überzeugt. Er befürchtet aber, daß die große Gefahr der Verschlimmerung durch den Krieg etwas unterschätzt wird. Er hatte Gelegenheit, bis jetzt über 3000 Fälle in der Kriegsbeschädigtenfürsorge zu bearbeiten und hierunter doch eine verhältnismäßig recht große Zahl von tuberkulösen Kriegsbeschädigten zu beobachten. Namentlich ist es aufgefallen, daß es sich fast ausnahmslos um sehr weit vorgeschrittene T. handelt. Frühzeitig mußte die Kriegsbeschädigtenfürsorge für Tuberkulöse als besonders wichtiger Fürsorgezweig erkannt werden, dessen Hauptschwierigkeiten bei der Zurückführung des Tuberkulösen ins Erwerbsleben zutage treten. Vielfach bleibt es bei mißlungenen Versuchen. Auch für diejenigen, die noch als erwerbsfähig etwa im Sinne der Reichs-

---

ministeriums vom 26. 6. 1916 Nr. 10007/5 16. M. A. „Vorschriften über das Verfahren bei der Behandlung und Entlassung der an tuberkulösem Lungenleiden erkrankten Heeresangehörigen einschließlich ihrer Überführung in die bürgerliche Fürsorge" (V. T. B.); Erlaß des Preuß. Ministers des Innern v. 29. 6. 1916 M. 11 419 betr. Aufrechterhaltung und Vermehrung der Fürsorgestellen für Lungenkranke.

Digitized by Google

versicherungsordnung anzusehen sind, kommen meist nur die seltenen sog. Verlegenheitsberufe, „Ausgeher-, Aufsichts-, Portierposten", höchstens noch leichte Beschäftigung in Gärtnerei, Land- und Forstwirtschaft in Betracht. Es soll hier nicht näher auf die wichtige Frage der Ausgestaltung der Fürsorge für die tuberkulösen Kriegsbeschädigten, die naturgemäß von der staatlichen Fürsorgeeinrichtung in engster Fühlung mit den T.-Fürsorgestellen zu geschehen hat, eingegangen werden. Doch wird es angezeigt sein, darauf hinzuweisen, daß die militärische Rentenversorgung der tuberkulösen Kriegsbeschädigten keine genügende zu sein scheint. Wie soll z. B. ein einfacher Schreinermeister, der vor seiner Einberufung zum Militär nie krank war, mit einer monatlichen Rente von 15 Mark (33⅓ %) und 15 Mark Kriegszulage sich, seine Frau und vier Kinder durchbringen, wenn er seinen früheren Beruf nicht mehr ausführen soll? Was dann, wenn ein Tuberkulöser bei seiner Entlassung vom Militär voll erwerbsunfähig ist und deswegen, weil „nur" eine Verschlimmerung seines Leidens durch den Krieg angenommen werden kann, ebenfalls 15 Mark Rente und 15 Mark Kriegszulage erhält und zu einer arbeitsunfähigen Frau und mehreren Kindern zurückkehrt und, da offene Lungen-T. besteht, angewiesen ist, seine jüngsten Kinder etwa gar auf seine Kosten aus dem Hause zu schaffen, und wenn er, weil er vorher keine versicherungspflichtige Beschäftigung ausübte und nicht freiwillig versichert war, auch keine reichsgesetzliche Invalidenrente erhält? Es handelt sich hier, wie ausdrücklich festgestellt sei, um keine besonderen oder seltenen Fälle. Den Kriegsbeschädigtenfürsorgestellen und den besonderen Organisationen zur Bekämpfung der T. werden in dieser Frage noch große Aufgaben erwachsen. Aber selbst bei einem unvermeidlichen Rückschlag wollen wir, gestützt auf die Erfahrungen, auf einen günstigen Ausgang dieses Kampfes gegen einen inneren Feind hoffen.

In früherer Zeit hat ähnlich wie die T. eine andere Volksseuche, der Aussatz (Lepra), gewütet, und es gelang im Laufe von Jahrhunderten sie fast ganz zum Verschwinden zu bringen. Es ist auch der Sieg über die T. zu erhoffen, und er muß erstritten werden. Denn es gilt der Kampf einem Feinde der Volkskraft, des kostbarsten Gutes der Nation, dem organischen Nationalkapital. Nur ein Volk mit respektabler absoluter Volkszahl, mit gesunden Individuen und starken jugendlichen Energien entfaltet die größte wirtschaftliche und militärische Leistungsfähigkeit. Das Volkskapital, das Personenvermögen ist der wichtigste Bestandteil des Volksvermögens, und aus diesem Grunde ist „... alle moderne weitblickende Staatspolitik nicht so sehr auf Geldreserven als auf Kraftreserven gerichtet".[1])

1) Deutsche med. Wochenschrift 1912, Bd. II, S. 2612.

Digitized by Google

Anhang.

Die Tuberkulose der Haustiere nach der Fleischbeschau-, Schlachtungs- und Viehversicherungsstatistik.

1. Allgemeines. Das deutsche Viehseuchengesetz.

Der ätiologische Zusammenhang zwischen T. der Menschen und der der Rinder, die Möglichkeit einer menschlichen Infektion durch die Tiere und die hohe wirtschaftliche Bedeutung der Rinder-T., sowie der Umstand, daß bisher keine Abhandlung sich gesondert und näher mit der Verbreitung der T. der Haustiere befaßt, drängen zu einer Behandlung dieser Frage; doch kann nur das Wichtigste mitgeteilt werden.

Die T. kommt bei allen unseren Haustieren vor, weitaus am häufigsten beim Rind und Schwein. Hervorgerufen wird sie beim Rind immer, bei den übrigen Haustieren in den meisten Fällen durch den Bazillus des Typus bovinus. Sie ist selten angeboren, unter dem Jungvieh nicht häufig, nimmt mit dem Alter der Tiere rasch zu und wird am öftesten unter den Kühen angetroffen. Die wichtigste Bekämpfungsmaßnahme ist die Verhinderung der Infektion von gesunden Tieren durch tuberkulöse. Durch Schutzimpfung mit Bovovakzin (von Behringscher Impfstoff), Tauruman (Koch-Schützscher Impfstoff) und mit dem Klimmerschen Impfstoff wird die Immunisierung der Rinder erstrebt, die praktischen Erfolge ließen sich aber bisher nicht einwandfrei nachweisen.

Für den Menschen ist die Rinder-T. gefährlich, weil Perlsuchtsinfektionen beim Säugling zwar nicht häufig, aber doch möglich sind. Bei Verwendung von Mischmilch aus Sammelmolkereien verringert sich die Infektionsgefahr, sie erhöht sich, wenn ausschließlich von einer eutertuberkulösen Kuh die Milch als Nahrung gegeben wird.

Die T. ist mit anderen Seuchen in neuerer Zeit in den Vordergrund des wirtschaftlichen Interesses getreten und hat ein veterinär-polizeiliches Einschreiten erforderlich gemacht. Das führte zum Erlaß des neuen Reichs-Viehseuchengesetzes vom 26. Juni 1909 (in Kraft getreten mit dem 1. Mai 1912). Dieses Gesetz macht die T. anzeigepflichtig, aller-

Digitized by Google

dings nur die offene Form (nicht die weniger gefährliche geschlossene, bei welcher keine Ansteckungsstoffe ausgeschieden werden), „die äußerlich erkennbare T. des Rindviehs, sofern sie sich nicht in der Lunge in fortgeschrittenem Zustande befindet oder Euter, Gebärmutter oder Darm ergriffen hat" (§ 10, Abs. 12). Die Tötung von Tieren, bei denen eine dieser gefährlichen Formen festgestellt wird oder in hohem Grade wahrscheinlich ist, kann polizeilich angeordnet werden. Für die auf polizeiliche Anordnung getöteten Tiere oder solche, die nach der Anordnung der Tötung wegen T. an dieser Krankheit gefallen sind oder solche, die vermutlich infolge der polizeilich angeordneten Impfung eingegangen sind, ist eine Entschädigung zu gewähren, die vier Fünftel des errechneten Wertes beträgt. Diesem wird der gemeine Wert zugrunde gelegt, und zwar (bei der T.) mit Rücksicht auf den Minderwert, den das Tier durch die Krankheit oder Impfung erlitten hat. In Bayern und Elsaß-Lothringen kommt für die Entschädigungszahlung ganz die Staatskasse auf, in den übrigen Staaten mindestens zu einem Drittel (in vollem Umfange aber, wenn die Tiere nicht mit T. behaftet waren, die Tötung aber ihretwegen angeordnet war), der Rest wird durch Zwangsbeiträge der Rindviehbesitzer gedeckt (Seuchenzwangsversicherung). Die Fälle, in denen keine Entschädigung gewährt wird, sind in § 70 aufgeführt. Ausführungsvorschriften zum Viehseuchengesetz erließ der Bundesrat am 7. Dezember 1911. Die Nachweisungen der Entschädigungen für Viehverluste sind in den Jahresberichten des Reichsgesundheitsamtes enthalten.

Die Ermittlungen über die Verbreitung der T. sind hauptsächlich auf die öffentlichen Schlachthöfe beschränkt und in der Fleischbeschau- und Schlachtungsstatistik zusammengestellt, deren Hauptergebnisse nach einigen einleitenden Bemerkungen unten folgen.

Die Fleischbeschau ist im Deutschen Reich durch Gesetz vom 3. Juni 1900 und die vom Bundesrate erlassenen Ausführungsbestimmungen vom 30. Mai 1912 einheitlich geregelt. Nach den Bestimmungen des Bundesrates vom 1. Juni 1904 sind über die Befunde von T. bei den in den Schlachthöfen geschlachteten Tieren alljährlich von den Schlachthofverwaltungen Zusammenstellungen unter Verwendung eines bestimmten Formulars anzufertigen. Neue Bestimmungen wurden unter dem 4. Juni 1908 erlassen, die mit dem 1. Januar 1909 in Kraft traten. Das statistische Urmaterial ist größtenteils von den Landesbehörden vorbereitet und nachgeprüft und vom Kaiserlichen Gesundheitsamt nochmals durchgesehen und aufbereitet. Die Beschau ist vorgeschrieben, wenn das Fleisch zum Genusse für Menschen benutzt werden soll und darf unterbleiben bei Notschlachtungen und im allgemeinen bei Hausschlachtungen, d. h. wenn das Fleisch ausschließlich im eigenen Haushalt verwendet werden soll. Die Zahl der (nichtbeschaupflichtigen) Hausschlachtungen namentlich von Schweinen, Schafen und Ziegen ist

Digitized by Google

aber nach den Zählungen von 1904, 1907 und 1912[1]) sehr bedeutend, so daß die übliche Statistik kein Gesamtbild von der Verbreitung der T. im Reiche geben kann.

2. Die Befunde von Tuberkulose unter den Schlachttieren im Reiche und in den Einzelstaaten.

I. Unter den Beanstandungsgründen im Gesamtgebiet des Reiches steht die T. an erster Stelle mit 1 144 182 Beanstandungen im Jahre 1906 und 1 334 849 im Jahre 1912. In diesem Jahre wurde bei 854 416 Rindern = 234,68 ‰ der beschauten Rinder, darunter bei 558 916 Kühen = 322,70 ‰, und bei 455 614 Schweinen T. festgestellt. Es wurden von 1000 beschauten über 3 Monate alten geschlachteten Rindern tuberkulös befunden:

1904	178,88	1907	212,11	1910	225,07
1905	191,58	1908	208,81	1911	229,85
1906	206,64	1909	210,87	1912	234,68

Von 1000 beschauten Schweinen waren tuberkulös:

1909	28,08	1911	25,15
1910	28,49	1912	25,01

Die T.-Beanstandungsziffern für die anderen Tiergattungen lauten im Jahre 1912: für die Pferde 1,93, Kälber (bis 3 Monate alt) 4,08, Schafe 1,36, Ziegen 7,57 ‰. Die Häufigkeit der T.-Fälle ist bei den Rindern seit 1904 fast ununterbrochen größer, bei den Schweinen seit 1910 geringer geworden, ebenso bei den Pferden und Schafen seit 1908. Die Beanstandungsziffern der Ziegen zeigen keine ausgeprägte Richtung.

Ein Bild von der schweren volkswirtschaftlichen Schädigung durch die T. geben die nachstehenden Tab. 1 und 2; aus ihnen ist die Beurteilung des Fleisches ersichtlich, wie sie bei den wegen T. beanstandeten Schlachttieren[2]) im Deutschen Reich im Jahre 1912 erfolgte. Die römischen Zahlen bedeuten die Beurteilungsklassen, und zwar:

I. = untauglich[3]) der ganze Tierkörper oder ganze Fleischviertel (g. T. oder g. Fl.),
II. = bedingt tauglich[4]) (g. T. oder g. Fl.),
III. = im Nahrungs- und Genußwert erheblich herabgesetzt.[5])

---

1) Seit 1907 ist ein allgemeiner Rückgang der Hausschlachtungen beobachtet.

2) Bei dem in das Zollinland eingeführten (frischen und zubereiteten) Fleisch stehen die T.-Beanstandungen nicht an erster Stelle. Siehe: Die Ergebn. d. Schlachtvieh- u. Fleischbeschau.

3) Ausführungsbestimmungen A zum Schlachtvieh- und Fleischbeschaugesetz vom 3. Mai 1902: §§ 33, 34, 35: Hochgradige Abmagerung, Erscheinungen einer frischen, größeren Blutinfektion usw.

4) § 37. 5) § 40.

Digitized by Google

Tab. 1. Beanstandung wegen Tuberkulose und Fleischbeurteilung im Reiche im Jahre 1912:

a) Tierkörper und Fleischviertel.

	Pferde und andere Einhufer	Ochsen	Bullen	Kühe	Jungrinder über 3 Monate alt	Kälber bis 3 Monate alt	Schweine	Schafe	Ziegen
I. g. T.	47	279	122	7074	1153	413	3607	33	207
g. Fl.	—	77/4	67/4	1082/4	163/4	14/4	486/4	9/4	4/4
II. g. T.	—	543	298	3844	624	704	10155	22	19
g. Fl.	—	2687/4	1562/4	13187/4	2344/4	2242/4	29620/4	174/4	23/4
III. g. T.	—	1850	859	27929	2835	1149	16433	60	110
g. Fl.	—	2245/4	1183/4	14273/4	2102/4	2364/4	23961/4	81/4	44/4

Tab. 2. b) Organe usw.:

Von den oben als „bedingt tauglich" oder als „im Nahrungs- und Genußwert erheblich herabgesetzt" aufgeführten sowie von den im übrigen nicht beanstandeten Schlachttieren sind unschädlich[1]) beseitigt worden:

	Pferden	Rindern über 3 Monate alt	Kälbern	Schweinen	Schafen	Ziegen
Köpfe von	1	1 816	31	1 982	67	6
Zungen von	—	826	15	655	1	3
Lungen von	281	817 696	14 698	345 412	2 717	3 144
Lebern von	64	99 021	8 168	185 699	695	785
Därme von	17	92 343	1 730	148 096	137	341
Sonstige Einzelorgane von	35	104 156	4 029	108 926	158	228
Sämtliche Baucheingeweide von	24	56 098	2 709	50 123	97	149

Es zeigt sich, daß von den Gesamtbeanstandungen wegen T. nur etwa der elfte Teil solche Fälle betrifft, in denen ganze Tierkörper oder Fleischviertel für untauglich, bedingt tauglich oder minderwertig erklärt worden sind. In $^{10}/_{11}$ aller Fälle war nur die unschädliche Beseitigung einzelner veränderter Organe erforderlich. So betrugen die Tierkörper- oder Viertelbeanstandungen bei den Rindern (über 3 Monate alt) 17,28 ‰ (darunter Beurteilungsklasse I 2,47, II 2,82 und III 10,55 ‰), die Organbeanstandungen aber 217,40 ‰; diese betrugen bei den Schweinen 22,19, jene 2,82 ‰.

Das Verhältnis der Tierkörper- zu den Gesamtbeanstandungen hat seit 1904 nahezu unverändert bestanden. Es ist bemerkenswert, daß

1) Ausführungsbestimmungen A zum Schlachtvieh- und Fleischbeschaugesetz vom 3. Mai 1902: § 45.

Digitized by Google

die Zunahme der Beanstandungsfälle vor allem bei den Rindern zum größten Teil die Organbeanstandungen betrifft, was wohl auf größere Sorgfalt bei der Fleischbeschau zurückzuführen ist.

II. Über die Häufigkeit der T.-Beanstandungen in den wichtigeren deutschen Einzelstaaten und Landesteilen gibt Tab. 3 Aufschluß. Von 1000 untersuchten Tieren waren im Jahre 1912 tuberkulös:

Tab. 3.

	Rinder	Kälber	Schweine
Im Reich	234,68	4,08	25,01
Königreich Sachsen	430,92	6,11	52,13
Stadt Berlin	338,41	9,87	33,41
Mecklenburg-Schwerin	313,23	1,96	28,28
Hessen	250,41	4,53	23,44
Preußen	239,00	3,76	24,85
Elsaß-Lothringen	195,96	1,34	8,42
Württemberg	176,18	4,32	14,36
Bayern	161,55	4,22	14,25
Baden	150,12	3,57	14,46
Braunschweig	140,02	3,66	43,91
Schaumburg-Lippe	128,13	1,09	10,98
Oldenburg	76,31	0,40	12,77

Die T.-Statistik zeigt in dem Zeitraum 1904 bis 1912 keine wesentlichen Veränderungen in der Stellung der Gebiete zueinander. Ständig hohe Ziffern hatten Schleswig-Holstein, Königreich Sachsen, Mecklenburg-Schwerin, Sachsen-Altenburg und Lübeck, fortlaufend niedere: Ostpreußen, Oldenburg, Waldeck und Lippe. In Bayern, Württemberg, Baden und Hessen sind die seit 1904 relativ niederen Ziffern dauernd gleich geblieben.

Ein Rückschluß auf die örtliche Häufigkeit der T. ist nur für solche Gebiete des Reiches zulässig, in welche Schlachtvieh in erheblichen Mengen aus anderen Gegenden nicht eingeführt wird; das sind von den in der Tab. 3 angeführten Ländern Mecklenburg, Oldenburg und die Fürstentümer Lippe. An vielen Orten stammen die geschlachteten Tiere aus weit entfernten Produktionsgebieten.

3. Tuberkulose der Rinder und Viehversicherung.

„Ein gesundes Viehversicherungswesen ist ... volkswirtschaftlich von der höchsten Wichtigkeit, es kann nicht nur als kräftiges Mittel gegen die Verarmung unserer Landwirte angesehen werden, das gleichzeitig ihre Kreditfähigkeit wesentlich erhöht, sondern seine segensreiche Wirkung reicht noch weiter, es ist anerkanntermaßen ein wichtiges Hilfsmittel für die Seuchenvertilgung und eine Aufmunterung zur Züchtung wertvoller Haustiere und somit wieder ein Faktor

Digitized by Google

zur Bereicherung des Nationalvermögens und Schaffung der Unabhängigkeit vom Auslande" (Ehrlich, D. Viehvers. i. D. Reiche u. ihre geschichtl. Entw.).

Durch das neue Viehseuchengesetz mit seinen Entschädigungsbestimmungen („Seuchenversicherung") erlangt die Frage Berechtigung, ob das private Versicherungswesen überhaupt noch Bedeutung haben kann. Es wird ohne Zweifel entlastet, doch nicht unentbehrlich für den kleineren Viehhalter. „Den mittleren und kleinen Viehbesitzer wird die aus Anlaß der T.-Bekämpfung aus öffentlichen Mitteln zu gewährende Entschädigung nicht veranlassen dürfen auf eine private Versicherung seines Viehbestandes zu verzichten; denn für ihn kommen neben den im Viehseuchengesetz vorgesehenen Verlustursachen noch eine große Anzahl anderer Schadensursachen in Betracht, gegen welche er nur bei privaten Versicherungsgesellschaften Schutz gewinnen kann" (Assekuranz-Jahrb. 1913).

Nach der Schadensursachenstatistik von 24 größeren Viehversicherungsgesellschaften sind im Jahre 1909 insgesamt für 3469 Rinder Entschädigungen bezahlt worden (Veröffentl. des Kais. Aufsichtsamts f. Privatvers.). Davon trafen auf Seuchen und Infektionskrankheiten 1127 Schadensfälle und unter diesen wiederum auf T. 990, d. i. 28,54 % aller Schadensfälle; im Jahre 1913 betrug dieser Anteil nur mehr 22,39 %.

Tab. 4. Es wurden Entschädigungen bezahlt:

Im Jahre	Insgesamt für Rinder	Davon wegen Seuchen und Infektionskrankheiten	Von den letzten wegen T.	Wegen Maul- und Klauenseuche
1909	3469	1127	990 = 28,54 %	—
1910	3245	1032	891 = 27,46 %	7
1911	3052	1241	818 = 26,80 %	325
1912	2993	920	729 = 24,36 %	77
1913	2295	605	514 = 22,39 %	8

Es ist zu beachten, daß der Rückgang (um 22 %) durch eine Quote zum Ausdruck kommt. Unerläßlich ist für die letzten Jahre die Berücksichtigung der anderen Schadensursachen, inbesondere der Maul- und Klauenseuche. Sie hat auch einen Teil von den an T. erkrankten Tieren vorweggerafft (1911!) und bewirkt so die günstige Gestaltung der Quote in den letzten Jahren.

Die bayerische Landes-Viehversicherungsanstalt hat seit ihrem Bestehen bis 1911 für rund 35 500 Rinder oder 31 % sämtlicher entschädigten Rinder wegen T. Entschädigungen gewährt und nur für 1510 Rinder oder 1,4 % wegen Maul- und Klauenseuche und ihrer Folgekrankheiten. Auch die Statistik dieser Anstalt gibt kein richtiges Bild von der Häufigkeit der Schadensverursachung durch T. Der auch

Digitized by Google

hier in den letzten Jahren beobachtete bedeutende Rückgang der T.-Schäden wurde bewirkt durch das seuchenartige Auftreten der Leberegelkrankheit im Jahre 1911 und durch die Maul- und Klauenseuche in den Jahren 1911 und 1912, welche letztere 1902 bis 1910 insgesamt nur 19 Schadensfälle herbeiführte, 1911 aber 635 (= 4,41 %), 1912 411 (= 3,32 %) und 1913 24 (= 0,21% aller Schäden).

Tab. 5. Bayerische Landes-Viehversicherungsanstalt (nach den Geschäftsberichten von 1904 bis 1912):

	Schadensfälle auf 1000 versicherte Tiere (Rinder und Ziegen)	Durch T. wurden verursacht		Auf 1000 Tiere .. Schadensfälle wegen T.	Von 100 entschädigten Rindern waren tierärztlich behandelt
		Schadensfälle	% aller Schäden		
1903/04[1]	30,9	2322	25,23	7,78[2]	—
1904/05	33,8	2795	26,86	9,08[2]	—
1905/06	34,3	2892	27,54	9,45[2]	—
1906/07	32,2	2925	28,32	9,12[2]	71,5
1907/08	36,3	3436	28,44	10,33[2]	73,2
1908/09	38,1	3526	28,10	10,69[2]	73,2
1909/10	40,1	3345	27,21	10,90[2]	77,8
1910/11	43,8	3026	23,48	10,28[2]	76,1
1911/12	42,4	3070[2]	24,82	10,52[2]	78,2
1912/13	37,8	2742[2]	24,04	9,10[2]	78,9
1913/14	—	—	22,81!	—	73,0

[1] 1. November 1903 bis 31. Oktober 1904. [2] Durch Berechnung.

Die Ziffern (Spalte 4 der Tab. 3) lassen ersehen, daß die T. im Jahre 1912 2,13 mal so oft Schadensursache war als im Geschäftsjahr 1896/97. Denn damals trafen auf 1000 versicherte Tiere 4,93 Schadensfälle wegen T., 1912 aber 10,52. Der starke Abfall der Ziffer im Jahre 1913 kann nur eine Folge der Auslese sein, welche die Maul- und Klauenseuche in den Vorjahren durch die Wegraffung auch tuberkulöser Tiere bewirkte. Der Erfolg, welcher der Tuberkulinimpfung[1]) zur Feststellung der T. bei der Aufnahme in die Versicherung nachgerühmt wird, scheint also nicht eben groß zu sein. Die Karenzfrist ist zu kurz (8 Tage), um gegen die Aufnahme tuberkulöser Tiere Schutz zu bieten.

1) Sie wurde den Vereinen schon 1897 empfohlen. Zu den Kosten der Impfung werden Zuschüsse vom K. Staatsministerium des Innern gewährt.

Digitized by Google

Benützte Literatur.

Die Statistik in Deutschland. Ehrengabe für G. von Mayr. 1911. Bd. I S. 341ff. und Bd. II S. 865ff., Art. von Gottstein u. Klein.

Mayr, G. von: Statistik und Gesellschaftslehre. 1897. Bd. II: Bevölkerungsstatistik, insbes. Statistik der Sterbefälle, Todesursachen und Erkrankungen.

—: Allgemeines Statistisches Archiv. Bd. V S. 143—148 u. 479; Bd. VI, 1. Hlbbd. S. 1—22; Bd. VII, 2. Hlbbd. S. 159 und Ergänzungsheft 1909; Bd. VIII, 1914, 2. H. S. 397.

Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich, insbes. Jahrg. 1912, 1914 u. 1915.

Statistisches Jahrbuch für das Königreich Bayern.

Zeitschrift des Königl. Bayr. Statistischen Landesamts: 1910 S. 229—256 u. 662; 1913 S. 123; 1914 S. 198—219, 440, 496; 1915 S. 258f.

Zeitschrift des Königl. Sächs. Statistischen Landesamts: 1907 S. 165—175; 1912 S. 222—259; 1915 S. 95—99.

Bericht über das Bayerische Gesundheitswesen (Fortsetzung des „Generalberichts über die Sanitätsverwaltung im Kgr. Bayern") 1912 S. 44—67, 1914 S. 104—114.

Statistisches Jahrbuch deutscher Städte, insbes. 19. u. 20. Jahrg. 1913 u. 1914.

Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 26.—32. Jahrg., insbes. 32. Jahrg. S. 143*, 166*, 180*ff. u. 759, 994—1005.

Beiträge zur Statistik der Stadt Frankfurt a. M. (N. F.) 1911, H. 8.

Radestock: Die Sterblichkeit an Lungentuberkulose nach Alter und Beruf. Sonderabdruck aus der Zeitschr. des Königl. Sächs. Stat. Landesamtes. 61. Jahrg. 1915.

Mitteilungen des Stat. Amtes des Kantons Basel-Stadt 1911, Nr. 21.

Kommunales Jahrbuch, 6. Jahrg. 1913/14 S. 183f.

Deutsches Statistisches Zentralblatt, Jahrg. 1910 Sp. 48, 1912 Sp. 73 u. 108, 1913 Sp. 236, 1914 Sp. 65 u. 180, 1915 Sp. 25.

Deutsche Statistische Gesellschaft, Abteilung der deutschen Gesellschaft für Soziologie: Niederschrift der Verhandlungen der zweiten Mitgliedervers. vom 22. bis 23. Oktober 1912 in Berlin. S. 39 u. 40.

Medizinal-statistische Mitteilungen aus dem Kaiserl. Gesundheitsamt. Bd. XIII—XVI (1909—1913).

Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 3. Aufl. 1911: Bd. VII S. 1293 Art.: Tuberkulose von C. Fraenkel. Bd. VIII S. 344 Art.: Viehseuchen von I. Esser.

Zeitschrift für Sozialwissenschaft (N. F.) 1911 S. 600 u. 870.

Schmidt, O.: Die Bekämpfung der Lungentuberkulose und ihre volkswirtschaftliche Bedeutung mit bes. Berücksichtigung des Großherzogtums Baden. Dissertation 1910.

Kaiserl. Gesundheitsamt und Kais. Stat. Amt: Das Deutsche Reich in gesundheitlicher und demographischer Beziehung. 1907.

Westergaard, H.: Die Lehre von der Mortalität und Morbilität. 1901.

Bartel, J.: Über Morbidität und Mortalität des Menschen, zugleich ein Beitrag zur Frage der Konstitution. 1911.

Rubner, Gruber u. Fischer: Handbuch der Hygiene. 1911/13. Bd. I S. 762—766.

Grotjahn u. Kaup: Handwörterbuch der sozialen Hygiene. 1912. Art. von Gottstein, Prinzing, Weinberg, Gastpar, Hillenberg, Kaup, Koelsch.

Mosse u. Tugendreich: Krankheit und soziale Lage. 4. Liefg. 1912/1913; insbes. 1., 3. u. 4. Liefg.

Digitized by Google

Weyl, Th.: Handbuch der Arbeiterkrankheiten. 1908.
Tuberkulosearbeiten aus dem Kaiserl. Gesundheitsamte Heft 1—13, 1904—1912.
Cornet: Die Tuberkulose. 1. u. 2. Aufl. 1899 u. 1907.
Schumburg, W.: Die Tuberkulose. 2. Aufl. 1911.
Deutsche medizinische Wochenschrift, Jahrg. 1913 S. 141, 530, 1127, 1366, 2542.
Münchener med. Wochenschrift, 1913, S. 549, 369, 1125, 1344, 1447, 1488, 2206.
Berliner klinische Wochenschrift, 1908 Nr. 12: B. Fränkel, Die Abnahme der Tuberkulosesterbl. und ihre Ursachen.
Jahresberichte über die Leistungen und Fortschritte in der Gesamten Medizin, Berichte f. d. J. 1904 Bd. I S. 549—552; 1912 Bd. I S. 371—373.
Das deutsche Rote Kreuz und die Tuberkulose-Bekämpfung. Denkschrift für den Int. Tub.-Kongreß, Rom 1912, und die Int. Rote-Kreuz-Konferenz, Washington 1912.
Der Stand der Tuberkulose-Bekämpfung im Frühjahre 1913. Geschäftsbericht für die XVII. General-Versammlung des Zentral-Komitees am 8. Mai 1913 zu Berlin. Ebenso Geschäftsbericht für die XIX. Gen.-Vers. am 16. Juni 1915.
Weinberg, Dr. W.: Die Kinder Tuberkulöser. Leipzig 1913.
Unsere Wohnungs-Untersuchungen in den Jahren 1913 und 1914. Im Auftrage des Vorstandes der Allgemeinen Ortskrankenkasse der Stadt Berlin berabeitet von Albert Kohn. Berlin 1915.
Florschütz, G.: Allgemeine Versicherungsmedizin. Versicherungsbibl. herausg. von Manes. III. Bd. 1914.
Manes, A.: Versicherungslexikon. 1909. Ergänzungsbd. 1913.
Lederer, E.: Entstehung, Entwicklung und heutiger Stand der Volksversicherung in Deutschland. Erlangen 1914.
Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft: Jahrg. 1901 S. 115—125; 1908 S. 508; 1910 S. 144; 1911 S. 568, 905; 1912 S. 193, 245, 479, 299 (Florschütz, D. Sterbl. u. d. Todesurs. d. erst. fünf Versicherungsjahre u. d. V. d. Goth. Lebensv.-B.); 1913 H. 4 Sp. 187.
Zeitschrift für Versicherungswesen, 1913 S. 597 u. 691.
Annalen des gesamten Versicherungswesens: Jahrg. 1911 S. 1035—37, 630; 1913 S. 744, 785; 1915 S. 45.
Assekuranz-Jahrbuch, begr. von Ehrenzweig, 14. Jahrg. 1893 Teil II S. 3f.; 34. Jahrg. 1913 Teil I S. 96ff. (Ehrlich, H., D. d. Reichsviehseuchengesetz usw.).
Pedersen, Jens: Über die Versicherung minderwertiger Leben. Kopenhagen 1906.
Kehm, M.: Über die Versicherung minderwertiger Leben. 1897. Staatswissenschaftl. Studien 6. Bd. H. 6.
Zahn, F.: Die Arbeiterversicherung in Deutschland, ihre sozialhygienische und sozialpolitische Bedeutung. Münchener med. Wochenschrift 1912 Nr. 48.
Gollmer, Dr. med.: Die Todesursachen bei den Versicherten der Gothaer Lebensversicherung auf Grund von Beobachtungen von 1829—1896. Veröffentlichungen des Vereins für Versicherungswissenschaft. Berlin 1906, H. IX.
Lohmüller, A.: Sterblichkeitsuntersuchungen auf Grund des Materials der Stuttgarter Lebensversicherungsbank a. G. 1854—1901. Jena 1907.
Lorentz: Die Tuberkulosesterblichkeit der Lehrer nach den Erfahrungen der Sterbekasse deutscher Lehrer zu Berlin. Berlin 1913.
Krankheits- und Sterblichkeitsverhältnisse in der Ortskrankenkasse für Leipzig und Umgegend. Untersuchungen über den Einfluß von Geschlecht, Alter und Beruf. Bearb. im Kaiserl. Stat. Amte, 4 Bde., Berlin 1910.
Versicherungswissenschaftliche Mitteilungen IX. Bd 1. H. 1914. — Sonderabdruck aus den „Mitteilungen des österreichisch-ungar. Verbandes der Privat-Vers.-Anstalten": Blaschke: Die Todesursachen bei den österr. Versicherten nach fünfj. Geschäftsperioden i. Zeitr. 1876—1900.

Digitized by Google

Mitteil. der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker. 1906 H. 1. Steiner-Stoß: Der Einfluß der Lungentuberkulose auf die Absterbeordn. der schweizer. Bevölkerung 1881—1888.

Veröffentlichungen des Kaiserl. Aufsichtsamts für Privatversicherung. Jahrg. 1910—1914.

Amtliche Nachrichten des Reichsversicherungsamts 1912 S. 919; 1913; 1914 Nr. 1 u. 2; 1915 Nr. 2 S. 362, Nr. 4 S. 414—416, Nr. 5 S. 482ff., Nr. 9 S. 660 und I. Beiheft „Statistik der Heilbehandlung für das Jahr 1914"; und Reichsarbeitsblatt, insbes. 1911, 1914.

Die Ergebnisse der Schlachtvieh- und Fleischbeschau im Deutschen Reiche in den Jahren 1904—06 und 1910—12; bearb. im Kaiserl. Gesundheitsamte: 1906—08 u. 1912—14.

Bayerische Landesviehversicherungsanstalt: Geschäftsbericht für die Versichgj. 1903/04 bis 1910/11 und Geschäftsbericht der Königl. B. Versicherungskammer für die Jahre 1911—14.

Ehrlich, H.: Die Viehversicherung im Deutschen Reiche und ihre geschichtliche Entwicklung. 1901.

Reichsgesetzblatt 1909 u. 1912, Viehseuchengesetz vom 26. Juli 1909. Dazu Ausführungsvorschriften vom 25. Dezember 1911.

Weitere Literatur im Texte.

Digitized by Google

Lebenslauf.

Ich wurde am 19. Juni 1891 als Sohn des Königl. Oberschaffners Johann Seiler und seiner Ehefrau Thekla, geb. Wiedemann, in Donauwörth geboren und bin katholischer Konfession und bayerischer Staatsangehörigkeit. Nach einem fünfjährigen Volksschulbesuch in meiner Geburtsstadt und Augsburg studierte ich bis zur fünften Klasse am Königl. Human. Gymnasium St. Stephan in Augsburg, ein Jahr am Progymnasium zu Donauwörth. Das Reifezeugnis erwarb ich mir am Gymnasium zu Neuburg a. D. im Jahre 1911, um dann vier Semester an der Universität München und drei an der Universität Erlangen neben philosophischen vor allem rechts-, staats- und versicherungswissenschaftliche Vorlesungen zu hören. Praktisch statistisch betätigte ich mich durch die Teilnahme an der Wohnungserhebung in Landsberg a. L. im Jahre 1913. Seit Ostern 1915 als Praktikant im Statistischen Amt der Stadt Augsburg tätig, wurde ich im Herbst 1915 mit der Geschäftsleitung der Kriegsinvalidenfürsorge Augsburg, Hauptstelle für Schwaben, betraut.

Digitized by Google

28 310.53 D489

ERGÄNZUNGSHEFTE ZUM
DEUTSCHEN STATISTISCHEN ZENTRALBLATT
HEFT 10

THE JOHN CRERAR LIBRARY

DIE EHESCHEIDUNGEN DER JAHRE 1920—1924

VON IN SACHSEN GESCHLOSSENEN EHEN

UNTER BESONDERER BERÜCKSICHTIGUNG
DER DAUER DER EHEN UND DES HEIRATSALTERS
DER GESCHIEDENEN EHEGATTEN

VON
IDA ROST

MIT 7 TABELLEN UND 2 GRAPHISCHEN DARSTELLUNGEN

1 9 2 7
LEIPZIG / VERLAG VON B. G. TEUBNER / BERLIN

Digitized by Google

Digitized by Google

ERGÄNZUNGSHEFTE ZUM
DEUTSCHEN STATISTISCHEN ZENTRALBLATT
HEFT 10

DIE EHESCHEIDUNGEN DER JAHRE 1920—1924

VON IN SACHSEN GESCHLOSSENEN EHEN

UNTER BESONDERER BERÜCKSICHTIGUNG
DER DAUER DER EHEN UND DES HEIRATSALTERS
DER GESCHIEDENEN EHEGATTEN

VON
IDA ROST

MIT 7 TABELLEN UND 2 GRAPHISCHEN DARSTELLUNGEN

1 9 2 7
LEIPZIG / VERLAG VON B. G. TEUBNER / BERLIN

Digitized by Google

DIE VORLIEGENDE ARBEIT WURDE GLEICHZEITIG VOLLSTÄNDIG ALS LEIPZIGER DISSERTATION AUSGEGEBEN.

Digitized by Google

DEM
ANDENKEN
MEINES VATERS
UND MEINER
MUTTER.

Digitized by Google

Digitized by Google

Einteilung.

Seite

Einleitung 1
Ausführung 2

1. Abschnitt.

Die Methode der Ehescheidungsstatistik 2
A. Der Begriff der Ehescheidung 2
B. Die statistische Erfassung der Ehescheidungen 3
I. Allgemeines 3
II. Besonderheiten 7
a. Die sächsische Statistik der Ehescheidungen 8
b. Die Statistik der Ehescheidungen anderer Länder im Vergleich zur sächsischen Statistik der Ehescheidungen 13
C. Die statistische Bearbeitung der Ehescheidungen 16
I. Im allgemeinen 16
II. Die tatsächliche amtliche statistische Bearbeitung der Ehescheidungen, insbesondere die statistische Bearbeitung der Ehescheidungen in Sachsen 21
D. Die Bedeutung der Statistik der Ehescheidungen 26

2. Abschnitt.

Ergebnisse 30
A. Die Gesamtzahl der Ehescheidungen 30
B. Die Ehescheidungen nach der Ehedauer 41
C. Die Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten 53
D. Verbindungen mehrerer Erhebungsmerkmale 62
I. Die Gliederung der Ehescheidungen nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten 62
II. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Orte der Eheschließung in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten 68
III. Die Gliederung der Ehescheidungen nach der Kinderzahl in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten 76
IV. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Altersunterschied der Ehegatten in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten . . . 82
V. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Beruf des Ehemannes in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter des Mannes 89

Schluß.

Zusammenfassung 95

Digitized by Google

Verzeichnis
der im Text enthaltenen Übersichten.

		Seite
Übersicht	1. Die Ehescheidungen in Sachsen und im Deutschen Reiche in den Jahren 1913—1924	31
„	2. Meßziffern für Sachsen und für das Deutsche Reich 1913—1924	34
„	3. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer. Prozentzahlen. (5jährige Gruppen)	43
„	4. Die Ehescheidungen der Jahre 1910—1913 nach der Ehedauer. Prozentzahlen. (G- und H-Karten)	44
„	5. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. Prozentzahlen. (5 jährige Gruppen)	55
„	6. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. Prozentzahlen. (5 jährige Gruppen)	56
„	7. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. Preußen. Prozentzahlen	58
„	8. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. Preußen. Prozentzahlen	58
„	9. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Orte der Eheschließung	71
„	10. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl	78
„	11. Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach der Kinderzahl. Prozentzahlen. (G- und H-Karten)	79
„	12. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Altersunterschied der Ehegatten	83
„	13. Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Altersunterschied der Ehegatten. Prozentzahlen. (G- und H-Karten)	85
„	14. Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes	90
„	15. Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes. Prozentzahlen. (G- u. H-Karten)	92

Digitized by Google

Verzeichnis der Anlagen.

Seite

Tabelle I: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer. (G- und N-Karten) . . . . . 2*—3*

„ II: Ehedauertafeln. (G- und N-Karten) . . . . . 4*—5*

I: Ehedauertafel für die im Jahre 1920 in Sachsen geschlossenen Ehen.

II: Ehedauertafel für die im Jahre 1920 „im übrigen Land Sachsen" geschlossenen Ehen. (Übriges Land Sachsen = Sachsen ohne die Großstädte Chemnitz, Dresden und Leipzig.)

„ III: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. (G- und N-Karten) . . . . . 6*—7*

„ IV: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. (G- und N-Karten) . . . . . 8*—9*

„ V: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 gegliedert nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des Mannes, bezogen auf je 1000 dem betreffenden Dauerjahr und Heiratsalter entsprechende Eheschließungen 10*

„ VI: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 gegliedert nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der Frau, bezogen auf je 1000 dem betreffenden Dauerjahr und Heiratsalter entsprechende Eheschließungen 11*

„ VII: Ehedauertafeln für die in den Jahren 1919 und 1920 in Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen 12*

Graphische Darstellung A: Korrelative Darstellung der absoluten Zahlen der Eheschließungen und Ehescheidungen 13*

Graphische Darstellung B: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe, bezogen auf je 10000 dem betreffenden Dauerjahr entsprechenden Eheschließungen 14*

Digitized by Google

Gesamtverzeichnis
der veröffentlichten und nicht veröffentlichten Tabellen.

Sämtliche hier aufgeführten Tabellen sind hinterlegt auf der Philosophischen Fakultät der Universität Leipzig, Leipzig C 1, Ritterstr. 16/22 I.

Die angeführten *-Seitenzahlen beziehen sich auf das hinterlegte Exemplar der Tabellen.

		Seite
Tabelle	1: Fortschreibung des Bestandes an Ehen und Ehescheidungsziffern	1*
„	2: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer. G-Karten	2*
„	3: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer. N-Karten	3*
„	4: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer. G- und N-Karten, s. a. S. VII, Tab. I	4*
Graphische Darstellung	I: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe. (‰ Gliederungszahlen)	5*
Graphische Darstellung	II: Korrelative Darstellung der absoluten Zahlen der Eheschließungen und Ehescheidungen, s. a. Seite VII, Graphische Darstellung A	6*
Graphische Darstellung	III: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe, bezogen auf je 10 000 dem betreffenden Dauerjahr entsprechende Eheschließungen, s. a. Seite VII, Graphische Darstellung B	7*
Tabelle	5: Ehedauertafeln. G- und N-Karten. Ehedauertafeln für die im Jahre 1920 in Sachsen geschlossenen Ehen, s. a. Seite VII, Tabelle II; Ehedauertafeln für die in den Jahren 1921, 1922 und 1923 in Sachsen geschlossenen Ehen, s. a. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 72. und 73. Jahrgang, 1926/1927	8*
„	6: Ehedauertafeln. G- und H-Karten	9*
„	7: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. G-Karten	10*
„	8: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. N-Karten	11*
„	9: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. G- und N-Karten, s. a. Seite VII, Tab. III	12*
„	10: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. G-Karten	13*
„	11: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. N-Karten	14*

Digitized by Google

Tabelle 12: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. G- und N-Karten, s. a. S. VII, Tabelle IV . 15*
Graphische Darstellung IV: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1294 nach dem Heiratsalter des Mannes. (‰ Gliederungszahlen) 16*
Graphische Darstellung V: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. (‰ Gliederungszahlen) . 17*
Tabelle 13: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des Mannes.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 18*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 19*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 20*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 21*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 22*
Zusammenfassung der Tabellen 13a—e, s. a. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 72. und 73. Jahrgang, 1926/27.
„ 14: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der Frau.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 23*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 24*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 25*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 26*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 27*
Zusammenfassung der Tabellen 14a—e, s. a. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 72. und 73. Jahrgang, 1926/27.
„ 15: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des Mannes. (Altersgruppen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 28*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 29*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 30*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 31*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 32*
„ 16: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der Frau. (Altersgruppen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 33*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 34*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 35*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 36*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 37*
„ 17: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter des Mannes und nach Ehedauerjahrgruppen.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 38*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 39*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 40*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 41*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 42*
„ 18: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter der Frau und nach Ehedauerjahrgruppen.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 43*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 44*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 45*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 46*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 47*

Digitized by Google

Tabelle 19: Gliederung der in den Jahren . . . im Mittel geschlossenen Ehen und der aus dieser Masse stammenden Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. (Prozent.)
a. Eheschließungen 1923/22 . . . . . 48*
b. Eheschließungen 1922/21 . . . . . 48*
c. Eheschließungen 1921/20 . . . . . 49*
d. Eheschließungen 1920/19 . . . . . 50*
e. Eheschließungen 1919/18 . . . . . 51*
f. Eheschließungen 1918/17 . . . . . 52*
g. Eheschließungen 1917/16 . . . . . 53*
h. Eheschließungen 1916/15 . . . . . 54*
i. Eheschließungen 1915/14 . . . . . 55*
k. Eheschließungen 1914/13 . . . . . 56*
l. Eheschließungen 1913/12 . . . . . 57*
m. Eheschließungen 1912/11 . . . . . 58*
n. Eheschließungen 1911/10 . . . . . 59*
o. Eheschließungen 1910/09 . . . . . 59*

„ 20: Gliederung der in den Jahren . . . im Mittel geschlossenen Ehen und der aus dieser Masse stammenden Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. (Proz.)
a. Eheschließungen 1923/22 . . . . . 60*
b. Eheschließungen 1922/21 . . . . . 60*
c. Eheschließungen 1921/20 . . . . . 61*
d. Eheschließungen 1920/19 . . . . . 62*
e. Eheschließungen 1919/18 . . . . . 63*
f. Eheschließungen 1918/17 . . . . . 64*
g. Eheschließungen 1917/16 . . . . . 65*
h. Eheschließungen 1916/15 . . . . . 66*
i. Eheschließungen 1915/14 . . . . . 67*
k. Eheschließungen 1914/13 . . . . . 68*
l. Eheschließungen 1913/12 . . . . . 69*
m. Eheschließungen 1912/11 . . . . . 70*
n. Eheschließungen 1911/10 . . . . . 71*
o. Eheschließungen 1910/09 . . . . . 71*

„ 21: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 gegliedert nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des Mannes, bezogen auf je 1000 dem betreffenden Dauerjahr und Heiratsalter entsprechende Eheschließungen, (s. a S. VII, Tabelle V) . . 72*
Fortsetzung von Tabelle 21 . . . . . 73*

„ 22: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 gegliedert nach der Dauer der Ehe und nach dem Heiratsalter der Frau, bezogen auf je 1000 dem betreffenden Dauerjahr und Heiratsalter entsprechende Eheschließungen, (s. a. S. VII, Tabelle VI). 74*
Fortsetzung von Tabelle 22 . . . . . 75*

„ 23: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und nach dem Orte der Eheschließung 76*

„ 24: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Orte der Eheschließung.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 77*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 77*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 78*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 78*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 79*

Digitized by Google

Tabelle 25: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 gegliedert nach der Dauer der Ehe und dem Orte der Eheschließung, bezogen auf je 1000 dem betreffenden Dauerjahr und Ort entsprechende Eheschließungen, (s. a. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 72. und 73. Jahrgang, 1926/27) . 80*

„ 26: Ehedauertafeln für die in den Jahren 1919—1923 in Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen. (Ehedauertafel für die in den Jahren 1919 und 1920 in Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen s. a. S. VII, Tabelle VII.) 81*

Fortsetzung von Tabelle 26 . . . . . 82*

„ 27: Ehedauertafeln für die in den Jahren 1920—1923 im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen. (Ehedauertafel für die im Jahre 1920 im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen s. a. S. VII, Tabelle II unter II.) 83*

„ 28: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes und nach dem Orte der Eheschließung . 84*

„ 29: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau und nach dem Orte der Eheschließung 85*

„ 30: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter des Mannes und dem Orte der Eheschließung.

a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 86*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 87*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 88*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 89*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 90*

„ 31: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter der Frau und dem Orte der Eheschließung.

a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 91*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 92*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 93*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 94*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 95*

„ 32: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und der Kinderzahl 96*

„ 33: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und der Kinderzahl.

a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 97*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 98*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 99*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 100*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 101*

„ 34: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes und der Kinderzahl 102*

„ 35: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau und der Kinderzahl. 103*

„ 36: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter des Mannes und der Kinderzahl.

a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 104*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 105*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 106*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 107*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 108*

Digitized by Google

Tabelle 37: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter der Frau und der Kinderzahl.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 109*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 110*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 111*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 112*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 113*

„ 38: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und dem Altersunterschied der Ehegatten 114*

„ 39: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 115*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 115*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 116*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 116*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 117*

„ 40: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen und Prozentzahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 118*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 118*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 119*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 119*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 120*

„ 41: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes und dem Altersunterschied der Ehegatten . . 121*

„ 42: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau und dem Altersunterschied der Ehegatten. 122*

„ 43: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter des Mannes und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 123*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 124*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 125*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 126*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 127*

„ 44: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter des Mannes und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen und Prozentzahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 128*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 129*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 130*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 131*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 132*

„ 45: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter der Frau und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 133*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 134*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 135*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 136*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 137*

Digitized by Google

Tabelle 46: Die Ehescheidungen . . . nach dem Heiratsalter der Frau und dem Altersunterschied der Ehegatten. (Absolute Zahlen und Prozentzahlen.)
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 138*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 139*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 140*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 141*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 142*
„ 47: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und dem Beruf des geschiedenen Ehemannes . . . 143*
„ 48: Die Ehescheidungen . . . nach der Dauer der Ehe und dem Beruf des geschiedenen Ehemannes.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 144*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 144*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 145*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 145*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 146*
„ 49: Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter und dem Beruf des geschiedenen Ehemannes . . . 147*
„ 50: Die Ehescheidungen ... nach dem Heiratsalter und dem Beruf des geschiedenen Ehemannes.
a. Die Ehescheidungen des Jahres 1920 . . . . . 148*
b. Die Ehescheidungen des Jahres 1921 . . . . . 149*
c. Die Ehescheidungen des Jahres 1922 . . . . . 150*
d. Die Ehescheidungen des Jahres 1923 . . . . . 151*
e. Die Ehescheidungen des Jahres 1924 . . . . . 152*

Digitized by Google

Literaturverzeichnis.

I. Quellenwerke.

A. Rechtsquellen.

1. Reichsgesetzblatt (R. G. Bl.) 1875, 1896 (Bürgerliches Gesetzbuch), 1899, 1914, 1917, 1919 (Verfassung des Deutschen Reiches), 1924, I (Zivilprozeßordnung).
2. Reichsministerialblatt 1925.
3. Gesetz- und Verordnungsblatt für das Königreich Sachsen 1875, 1904.
4. Sächsisches Gesetzblatt 1924.
5. Justizministerialblatt für das Königreich (Freistaat) Sachsen 1905, 1923, 1924.
6. Geschäftsordnung für die Königlich Sächsischen Justizbehörden, in Kraft seit dem 1. 1. 1903.

B. Statistische Quellenwerke.

1. Statistik des Deutschen Reiches, Band 201, 257, 275, 276, 307, 316.
2. Vierteljahrshefte zur Statistik des Deutschen Reiches:
   34. Jahrgang 1925, I.
   35. „ 1926, I und II.
3. Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich, 1907, 1908, 1909, 1910, 1911, 1912, 1913, 1914, 1915, 1916, 1917, 1923, 1924/25, 1926.
4. Wirtschaft und Statistik, 1. Jahrgang 1921; 4. Jahrgang 1924; 5. Jahrgang 1925.
5. Deutsche Justizstatistik, bearbeitet im Reichsjustizamt, Jahrgang 1, Berlin 1883.
6. Statistische Mitteilungen über das Großherzogtum Baden, Neue Folge, Band X, Jahrgang 1917.
7. Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts, 1921, 1922, 1923, 1924, 1925.
8. Preußische Statistik, Band 274, 276, 282.
9. Statistisches Jahrbuch für den Freistaat Preußen, 19. Band.
10. Statistische Mitteilungen aus dem Königreich Sachsen, Neue Folge, Lieferung II, 1852.
11. Übersicht der Zivil- und Strafrechtspflege im Königreiche Sachsen während der Jahre 1860, 1861, 1862, Dresden 1865.
12. Statistisches Jahrbuch für das Königreich Sachsen, 1904, 1905, 1906, 1907, 1908, 1909, 1910, 1911, 1912, 1913, 1914/15, 1916/17.
13. Statistisches Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1918/20, 1921/23.
14. Zeitschrift des Königlich Sächsischen Statistischen Bureaus, 49. Jahrgang, 1903; 50. Jahrgang 1904.
15. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1905, 1907, 1912, 1913, 1914, 1920/21, 1923, 1924/25.
16. Vierteljahrshefte des Thüringischen Statistischen Landesamts, 3. Jahrgang, 1924; 5. Jahrgang 1926.

Digitized by Google

17. Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin:
14. Jahrgang, Statistik der Jahre 1886 und 1887,
15. „ „ „ „ 1888,
24. „ „ „ „ 1897,
25. „ „ „ „ 1898,
26. „ „ „ „ 1899.
18. Statistische Vierteljahrsberichte der Stadt Chemnitz, 1922, 1923, 1924.
19. Statistisches Jahrbuch der Stadt Dresden für die Jahre 1919—1921, 21. —23. Jahrgang.
20. Monatsberichte des Statistischen Amts der Stadt Dresden, 1922 und 1923.
21. Dresdener Statistische Jahresübersicht für 1924.
22. Statistisches Jahrbuch der Stadt Leipzig, 5. Band, 1915—1918.
23. Statistische Monatsberichte der Stadt Leipzig, 1922, 1923, 1924.
24. Annuaire international de statistique:
II. Mouvement de la population (Europe), La Haye 1917.
IV. „ „ „ „ (Amérique), La Haye 1920.
Annexe aux tomes I—V (partie „Démographie"), La Haye 1921.

II. Statistische Literatur.

1. Bertillon, J.: „Etude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe" in den „Annales de Démographie internationale", 6. Jahrgang, Paris 1882, S. 257 ff. und S. 385 ff.
2. Beukemann, Wilhelm: „Methode und Umfang der deutschen Volkszählungen" in „Die Statistik in Deutschland" I, Ehrengabe für Georg von Mayr, München und Berlin 1911, S. 197 ff.
3. Boeckh, R.: Die Bevölkerungs- und Wohnungsaufnahme vom 1. Dezember 1885 in der Stadt Berlin, 2. Heft, Abteilung 2, Berlin 1891.
4. Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, den Mitgliedern des Internationalen Statistischen Instituts überreicht, Berlin, Druck von W. u. S. Loewenthal.
5. Boeckh, R.: „Die Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894" im „Bulletin de l'Institut International de Statistique", Tome XI, Ie Livraison, St. Pétersbourg 1899, Seite 251 ff.
6. Böhmert, V.: „Das Königlich Sächsische Statistische Bureau von 1875—1890", ein Verwaltungsbericht, Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Bureaus 1890, S. 1 ff.
7. Bortkiewicz, von: „Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln" im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 3. Auflage, Band VII, S. 930 ff.
8. Bosco, Augusto: „Divorzi e separazioni personali di coniugi" in „Annali di Statistica", Roma 1908, Serie IV N 94 bis.
9. Bulletin de l'Institut International de Statistique, Tome XXI, Supplément, Bruxelles 1924.
10. Burgdörfer, F.: „Entwicklung der deutschen Bevölkerung seit dem Weltkrieg" im Allgemeinen Statistischen Archiv, 13. Band, 1921/22, S. 1 ff.
11. Burkhardt, F.: „Die Bevölkerungsentwicklung in Sachsen nach dem Kriege bis Mitte 1925" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1924/25, S. 6 ff.
12. Bursian, A.: „Berufswechselstatistik" im „Deutschen Statistischen Zentralblatt" 1926, Spalte 13.
13. Conrad-Hesse: Grundriß zum Studium der politischen Ökonomie, 4. Teil, I, Allgemeine Statistik, Bevölkerungsstatistik, Jena 1923.
14. Czuber, Emanuel: Die statistischen Forschungsmethoden, Wien 1921.
15. Czuber, Emanuel: Mathematische Bevölkerungstheorie, Leipzig und Berlin 1923.

Digitized by Google

16. Dike, Samuel W.: „Statistics of Marriage and Divorce" in „Political Science Quarterly" edited by the faculty of political science of Columbia College, Volume Fourth, New York, Boston, Chicago 1889, Seite 592 ff.
17. Ehrler, Jos.: „Zunahme der Ehescheidungen in den deutschen Großstädten" in „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik", III. Folge, Band 62, 1921, II, Seite 165 ff.
18. Fircks, A. v.: „Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik" im Hand- und Lehrbuch der Staatswissenschaften, 1. Abteilung: Volkswirtschaftslehre, 6. Band, Leipzig 1898.
19. Goetz, Leop. Carl: „Zur Soziologie der Ehescheidungen" in „Die Frau", herausgegeben von Helene Lange und Gertrud Bäumer, 34. Jahrgang, 1. Heft, Okt. 1926, S. 43 ff.
20. Helm, Georg: „Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreichs Sachsen" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1912, S. 413 ff.
21. Huber, M. Michel: „Table de durée des mariages en France d'après le recensement de 1906, les décès et divorces de 1906 à 1909" im „Bulletin de l'Institut International de Statistique", Tome XX, 2e Livraison, Vienne 1915, S. 258 ff.
22. Jaeckel, Reinhold: „Das Heiratsalter im Deutschen Reich 1901—1910" in der Zeitschrift für Sozialwissenschaft, Neue Folge, 4. Jahrgang, 1913, S. 13 ff., 88 ff., 182 ff.
23. Jaeckel, Reinhold: „Der Ehebruch als Scheidungsgrund in der neueren Ehescheidungsstatistik" in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik, III. Folge, 47. Band, 1914, I, S. 367 ff.
24. Kollmann, Paul: „Die Ehescheidungen in Sachsen" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1907, S. 178 ff.
25. Kühnert, F.: „Die Ehescheidungsbewegung in Preußen in den Jahren 1895—1905" in der Zeitschrift des K. Preußischen Statistischen Landesamts, 47. Jahrgang, 1907, S. 63 ff.
26. Landsberg, O.: „Die Methode der Sterblichkeitstafel und ihre Anwendung auf andere statistische Probleme" im Deutschen Statistischen Zentralblatt, Jahrgang VI, 1914, S. 1 ff. und S. 41 ff.
27. Lommatzsch, Georg: „Die Bewegung der Bevölkerung und die Todesursachen in den Jahren 1901—1905" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1907, S. 109 ff.
28. Lommatzsch, Georg: „Die Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen von Ehen in den Jahren 1906—1910" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts 1913, S. 260 ff.
29. Lommatzsch, Georg: „Die Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen von Ehen in den Jahren 1911—1915" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1920/21, S. 34 ff.
30. Lommatzsch, Georg: „Die Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen von Ehen in Sachsen in den Jahren 1916—1920" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1923, S. 59 ff.
31. Mayr, Georg: Die Gesetzmäßigkeit im Gesellschaftsleben, München 1877.
32. Mayr, Georg von: Statistik und Gesellschaftslehre, I. Band, Theoretische Statistik, Freiburg i. Br. und Leipzig 1895, 2. Auflage, Tübingen 1914.
33. Mayr, Georg von: Statistik und Gesellschaftslehre, III. Band, Moralstatistik, Tübingen 1917.
34. Mayr, Georg von: „Zur Systematik der Bevölkerungsstatistik" im Allgemeinen Statistischen Archiv, 13. Band 1921/22, S. 65 ff.
35. Mayr, Georg von: Statistik und Gesellschaftslehre, II. Band, Bevölkerungsstatistik, 2. Aufl., Tübingen 1926.

Digitized by Google

36. Müller, Joh.: Grundriß der deutschen Statistik, III. Teil, Deutsche Bevölkerungsstatistik, Jena 1926.
37. Nachschlagebuch für die Veröffentlichungen des Königlich Sächsischen Statistischen Landesamts, Dresden 1907.
38. Oettingen, Alexander von: Die Moralstatistik in ihrer Bedeutung für eine Sozialethik, 3. Auflage, Erlangen 1882.
39. Prinzing, Friedrich: „Die Ehescheidungen in Berlin und anderwärts" in der Zeitschrift für Sozialwissenschaft, 4. Jahrgang 1901, S. 723 ff.
40. Rahts, Joh.: „Sterbetafeln" in „Die Statistik in Deutschland" I, Ehrengabe für Georg von Mayr, München und Berlin 1911, S. 456 ff.
41. Rusch, Max: Statistik der Zivilrechtspflege, Ergänzungsheft Nr. 1 zum Deutschen Statistischen Zentralblatt, Leipzig 1912.
42. Schnapper-Arndt, G.: Sozialstatistik, Leipzig 1908.
43. Simon: „Die Ehescheidungen in Preußen von 1905—1922" in der Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamts, 64. Jahrgang, 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 71 ff.
44. Tietze, Heinrich: Recht des Bürgerlichen Gesetzbuches, 4. Buch, Familienrecht, Leipzig, Göschen 1906.
45. Toennies, F.: „Moralstatistik" im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 4. Auflage, Band VI, Seite 637 ff.
46. Valta, von: „Die Ehescheidungen in Bayern in den Jahren 1908—1910" in der Zeitschrift des K. Bayerischen Statistischen Landesamts 1911, S. 465 ff.
47. Wadler, A.: „Moralstatistik" in „Die Statistik in Deutschland" I, Ehrengabe für Georg von Mayr, München und Leipzig 1911, S. 601 ff.
48. Wernicke, Joh.: „Die Statistik der Ehescheidungen" in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik, 3. Folge, 6. Band, Jena 1893, S. 259 ff.
49. Winkler, Wilhelm: Die statistischen Verhältniszahlen. Wiener staatswissenschaftliche Studien, Neue Folge, Band II.
50. Wolfrum: „Die Ehescheidungen in Bayern in den Jahren 1911 bis 1913" in der Zeitschrift des K. Bayerischen Statistischen Landesamts, 46. Jahrgang, 1914, S. 340 ff.
51. Wright, Caroll D.: A Report on Marriage and Divorce in the United States 1867 to 1886, including an Appendix relating to Marriage and Divorce in Certain Countries in Europe, Washington 1889.
52. Würzburger, Eugen, und Lommatzsch, Georg: „Ehestatistik nach den Volkszählungen von 1905 und 1910" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 1914, S. 82 ff.
53. Yule, G. Udny: An Introduction to the Theory of Statistics, London 1911.
54. Žižek, F.: Die statistischen Mittelwerte, Leipzig 1908.
55. Žižek, F.: Grundriß der Statistik, 2. Auflage, München und Leipzig 1923.
56. Die Züricher Heiraten. Statistische Untersuchungen nebst internationalen Vergleichen und geschichtlich-methodischen Rückblicken auf die Heiratsstatistik, in „Statistik der Stadt Zürich", herausgegeben vom Statistischen Amte der Stadt Zürich, Nr. 19, Zürich 1916.

Digitized by Google

Digitized by Google

Einleitung.

Die Ehe ist die Grundlage des Familienlebens und der Erhaltung und Vermehrung der Nation[1]. Ist die Ehe gestört, so ist damit auch das Familienleben gefährdet, und treten die Ehestörungen besonders zahlreich auf, so wird gleichfalls die Erhaltung und Vermehrung der Nation beeinträchtigt. Die Erkenntnis von der Bedeutung der Ehe führte zu statistischen Untersuchungen über Eheverhältnisse. Ebenso wurden die Ehestörungen, insbesondere deren schärfste Form, die Ehescheidungen, wenn auch verhältnismäßig spät, in den Betrachtungskreis statistischer Forschung einbezogen[2]. Zuerst mußte man sich allerdings nur mit dem Wieviel der Ehescheidungen begnügen[2], später suchte man in das Warum der Ehescheidungen einzudringen. Man erfaßte den rechtlichen Ehescheidungsgrund, Kinderzahl, Alter und Konfession der Ehegatten, Ehedauer und anderes. Man bestrebte sich, den Einfluß dieser Faktoren auf die Häufigkeit der Ehescheidungen festzustellen, ob sie die Ehescheidung begünstigen oder verhindern, bezw. hemmen, oder ob sie weder in der einen noch in der anderen Richtung wirken. Der Einfluß zweier dieser Faktoren, nämlich der Ehedauer und des Heiratsalters der geschiedenen Ehegatten, soll im folgenden besonders untersucht werden und zwar an Hand der in den Jahren 1920—1924 vollzogenen Scheidungen von in Sachsen geschlossenen Ehen.

---

1) Verfassung des Deutschen Reiches vom 11. 8. 1919, Art. 119, Absatz 1, Satz 1.

2) Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, den Mitgliedern des Internationalen Statistischen Instituts überreicht von ..... Berlin, Druck von W. & S. Loewenthal. S. III.

Digitized by Google

Ausführung.

1. Abschnitt.

Die Methode der Ehescheidungsstatistik.

A. Der Begriff der Ehescheidung.

Die Ehescheidung ist eine Art der Ehelösung durch richterliches Urteil. Bei der Ehescheidung ergeht das richterliche Urteil auf Grund erfolgreicher Scheidungsklage, es läßt die Ehe für die Vergangenheit bei Bestand, bewirkt aber ihre Auflösung für die Zukunft. Die Zulässigkeit der Auflösung ist an bestimmte Gründe gebunden, die für Deutschland im Bürgerlichen Gesetzbuch vom 18. 8. 1896 in den §§ 1564—1569 aufgezeichnet sind.

Ein richterliches Urteil in Ehesachen kann aber auch auf erhobene Nichtigkeits- oder Anfechtungsklage hin ergehen. In diesen Fällen wird eine Ehe für ungültig erklärt, das Urteil besagt, daß eine Ehe im Rechtssinne nie vorhanden gewesen ist. Sind die trennenden Ehehindernisse im öffentlichen Interesse aufgestellt, so bewirken die Hindernisse Nichtigkeit der Ehe; sind sie im Interesse der beiden Verlobten aufgerichtet, dagegen Anfechtbarkeit der Ehe[1]. Für die Nichtigkeit kommen für das Deutsche Reich die §§ 1324 bis 1328 des Bürgerlichen Gesetzbuches in Betracht, für die Anfechtung die §§ 1331—1335.

Endlich ist noch zu erwähnen die Klage auf „Aufhebung der ehelichen Gemeinschaft" der „séparation" im Gegensatz zum „divorce" im französischen Recht. Bei Stattgebung dieser Klage wird die Lebensgemeinschaft der Ehegatten aufgehoben, die Ehe dem Bande nach aber bei Bestand gelassen. Eine anderweitige Verheiratung der Ehegatten ist demnach nicht möglich. Maßgebend für diese Art der „Ehelösung" sind im deutschen Recht die Paragraphen 1575, 1576, 1586 und 1587 des Bürgerlichen Gesetzbuches.

---

1) Titze, Heinrich: Recht des Bürgerlichen Gesetzbuches, 4. Buch, Familienrecht. Leipzig, Göschen, 1906, S. 33.

Digitized by Google

Die Nichtigkeitserklärungen, mag ihnen eine Anfechtungsklage oder eine eigentliche Nichtigkeitsklage zu Grunde liegen, werden im folgenden mit den Ehescheidungen zusammen behandelt werden. Um die Darstellung zu vereinfachen, werden die Ehescheidungen und Nichtigkeitserklärungen zusammen mit der Bezeichnung gerichtliche Ehelösung oder Ehescheidung schlechthin belegt werden.

Von der Ehelösung durch richterliches Urteil ist zu scheiden die sogenannte normale Ehelösung durch Tod des Mannes oder der Frau und die Eheverlassenheit. Unter Eheverlassenheit ist eine tatsächliche, absichtliche und dauernde Ehelösung zu verstehen, bei welcher kein richterliches Urteil vorliegt und beide Ehegatten am Leben sind.

B. Die statistische Erfassung der Ehescheidungen.

I. Allgemeines.

Die Beobachtung einer Massenerscheinung kann in Form einer Bewegungsstatistik geschehen oder in Gestalt einer Bestandsaufnahme, durch Verzeichnung oder Zählung[1]. Voraussetzung für eine Bestandsstatistik der gelösten Ehen sind Volkszählungsangaben über den Familienstand und die am Zählungstag vorübergehend abwesenden Personen[2]. Diese Bestandsstatistik kommt namentlich für die Feststellung der Fälle der Eheverlassenheit in Betracht, da bei dieser ein fester Ausgangspunkt für eine Bewegungsstatistik fehlt[3]. Ein derartiger Anhalt ist dagegen vorhanden für die durch Tod eines Ehegatten oder durch richterliches Urteil gelösten Ehen. Darum bevorzugt man für die statistische Beobachtung dieser Arten der Ehelösungen die Form der Bewegungsstatistik. Die normale Ehelösung durch Tod eines Ehegatten wird durch die Statistik der Sterbefälle erfaßt, die an die standesamtlichen Aufzeichnungen anknüpft[4], und Unterlagen für eine Bewegungsstatistik der Ehescheidungen ergeben sich, wenn zu der Ehelösung die Hilfe des Rechtes in Anspruch genommen wird[5].

---

1) Mayr, Georg von: Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Band, Theoretische Statistik, 2. Auflage, Tübingen 1914, S. 80.

2) s. Würzburger, E.: „Ehestatistik nach den Volkszählungen von 1905 und 1910" in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts 1914, S. 82.

3) s. u. a. Müller, J.: Grundriß der Deutschen Statistik, III. Teil, Deutsche Bevölkerungsstatistik, Jena 1926, S. 131.

4) Mayr, G. von: Statistik und Gesellschaftslehre, 2. Band, Bevölkerungsstatistik, Tübingen 1926, S. 237.

5) Über die besonderen Verhältnisse in asiatischen Kulturkreisen, (Mohammedaner, Japaner) s. Mayr, Georg von: Statistik und Gesellschaftslehre, III. Band, Moralstatistik, Tübingen 1917, S. 184.

Digitized by Google

Die Statistik der Ehescheidungen kann einmal ausgehen von dem der Scheidung zugrunde liegenden formalen Rechte, dem Prozeßrecht, und daran anschließend das angewendete materielle Recht, die Scheidungsgründe und andere persönliche oder eheliche Verhältnisse erfassen. Zum zweiten kann eine Statistik der Ehescheidungen sich vornehmlich auf den für die Bevölkerungsstatistik wichtigen Tatsachen der Ehescheidung aufbauen[1] im Anschluß an die rechtskräftig gewordenen richterlichen Urteile.

Die zuerst genannte, hauptsächlich formellrechtliche Art der Ehescheidungsstatistik ist methodisch zu der sogenannten Geschäftsstatistik zu rechnen und zwar im besonderen zur Geschäftsstatistik der Gerichte, der Justizstatistik. Die Aufgabe einer Geschäftsstatistik ist, Aufschlüsse zu geben über die Inanspruchnahme und die Leistungen der Behörden; Hauptzweck einer Geschäftsstatistik ist nicht die Darstellung gesellschaftlicher Vorgänge[2]. Demnach erhält man durch die Justizstatistik in der hier in Betracht kommenden Abteilung „Ehesachen" hauptsächlich Aufschlüsse über Sühneverfahren, Zahl der anhängig gewordenen Prozesse, Zahl der verhandelten und beendeten Ehesachen, über die Art der Beendigung und über die in Ehesachen ergangenen Erkenntnisse[3]. Dagegen erfaßt diese Ehescheidungsstatistik, als Teil einer Geschäftsstatistik, nur verhältnismäßig selten Einzelheiten über die ehelichen und persönlichen Verhältnisse der Geschiedenen. Eine Angabe der einzelnen durch Urteil festgestellten Scheidungsgründe findet sich öfters, selten jedoch Angaben über den Beruf der Eheklagenden[4] und über die Dauer der Ehe[5].

Diese Zählungen und Veröffentlichungen genügten aber nicht für

---

1) Fircks, A. v.: Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik in „Hand- und Lehrbuch der Staatswissenschaften", 6. Band, Leipzig 1898, S. 237.

2) Žižek, F.: Grundriß der Statistik, 2. Auflage, München und Leipzig 1923, S. 231.

3) Eine kurze Darstellung der geschichtlichen Entwicklung dieser Statistik ist u. a. zu finden bei Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, a. a. O., S. III. Für Sachsen ist die Zahl der Ehescheidungen seit 1836 (nicht erst seit 1840) bekannt, (s. Statistische Mitteilungen aus dem Königreich Sachsen, Neue Folge, Lieferung II, 1852, S. 120).

4) Zahlen für Sachsen für die Jahre 1851—1879 sind zum Teil im Jahrbuch und zum Teil in der Zeitschrift erschienen, die vom Statistischen Bureau im Königlich Sächsischen Ministerium des Innern herausgegeben wurden. Zusammenstellung der Literatur im Nachschlagebuch für die Veröffentlichungen des Königlich Sächsischen Statistischen Landesamtes, Dresden 1907, unter dem Stichwort „Ehescheidungen".

5) s. z. B. für Sachsen: Übersicht der Zivil- und Strafrechtspflege im Königreich Sachsen während der Jahre 1860, 1861 und 1862, Dresden 1865, S. 34 ff.

Digitized by Google

eine intensivere Beobachtung der Erscheinung der Ehescheidungen. Man begann somit eine Statistik der Ehescheidungen aus der Justizstatistik auszulösen und organisatorisch zu verselbständigen, indem man die Bearbeitung der Statistik der Ehescheidungen besonderen statistischen Behörden übertrug[1]. Schon am Ende des 19. Jahrhunderts, 1876 in Berlin[2], versuchte man dies, jedoch erst am Anfang des neuen Jahrhunderts entstanden solche verselbständigten Ehescheidungsstatistiken in mehreren deutschen Ländern in größerem Umfange. Der erste deutsche Bundesstaat, der zu einer ausgelösten Ehescheidungsstatistik überging, war das Königreich Sachsen. Die sächsische ausgelöste Statistik der Ehescheidungen beginnt am 1. Januar 1904[3], die preußische ein Jahr später, am 1. Januar 1905[4]. In Bayern erfolgte die Einführung der ausgelösten Ehescheidungsstatistik am 1. Januar 1908[5]. Die Justizstatistik der Ehesachen blieb neben den ausgelösten Statistiken der Ehescheidungen nichtsdestoweniger bestehen[6]. Eingehende Untersuchungen über die Gestaltung der Ehescheidungen fußen aber bei einer bestehenden ausgelösten Ehescheidungsstatistik nur auf dieser, nur in dieser können die nötigen Aufschlüsse gefunden werden. Deshalb ist auch sie allein die Grundlage der folgenden Untersuchungen.

Die verselbständigte Statistik der Ehescheidungen ist als Teil der Bevölkerungsstatistik im engeren Sinne[7] oder als Teil der Moralstatistik[8] aufzufassen.

---

1) Begriff der „ausgelösten" Statistik s. Žižek, Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 208.

2) Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin, a. a. O., S. III u.

3) s. u. a. Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts 1907, S. 179; s. auch später S. 8 ff.

4) Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamts 1907, S. 63 und dazu S. 90 den mißverständlichen Schlußsatz, nach welchem es scheint, als ob Preußen vorangegangen wäre.

5) von Valta: „Die Ehescheidungen in Bayern in den Jahren 1908 bis 1910" in der Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts 1911, S. 465.

6) s. z. B. „Deutsche Justizstatistik" bearbeitet im Reichsjustizamt, Jahrgang 1, Berlin 1883, S. 69: Ehe- und Entmündigungssachen. — Die neuesten Zahlen finden sich für das Jahr 1923 in den Vierteljahrsheften zur Statistik des Deutschen Reiches, 34. Jahrgang, 1925, I, S. 95/96, für 1924 s. V. H. 1926, II, S. 92/93.

7) Diese Ansicht wird vertreten durch:

a) Conrad-Hesse: Grundriß zum Studium der politischen Ökonomie, 4. Teil, Statistik, I, Allgemeine Statistik, Bevölkerungsstatistik, 5. Auflage, Jena 1923, § 32, S. 143 ff.

b) Czuber, E., behandelt die Ehescheidungen mit in seiner „Mathematischen Bevölkerungstheorie", Leipzig und Berlin 1923, S. 144/145.

c) Fircks, A. v.: „Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik" in

Digitized by Google

Allerdings vollkommen frei, ohne irgendwelchen Zusammenhang mit den Gerichten, kann eine Statistik der Ehescheidungen nicht sein. Das liegt am Charakter der Ehescheidung, die ja nur durch richterliches Urteil zustande kommen kann. Darum müssen die Grundlage für eine selbständige Statistik der Ehescheidungen die gerichtlichen Ausfertigungen der Scheidungsurteile bilden. Aus dieser Tatsache ergibt sich, daß man es auch bei der ausgelösten Statistik der Ehescheidungen mit keiner primärstatistischen Erhebung zu tun hat, sondern mit einer sekundärstatistischen. Es werden ja erst auf Grund von Material, das anderen Zwecken diente, die Unterlagen für die statistische Bearbeitung gewonnen[1]. Man hat also auch bei der selbständigen Statistik der Ehescheidungen mit den Vorteilen und Nachteilen einer Sekundärstatistik zu rechnen. Als Vorteil einer Sekundärstatistik ist vor allem zu bezeichnen, daß die statistischen Formulare durch geschultere Kräfte, durch Beamte, ausgefüllt werden[2]. Ein Nachteil ist, daß in der Regel nicht mehr Angaben verlangt werden können, als in den benutzten, meist behördlichen Unterlagen vorhanden sind[3].

Es werden bei der Statistik der Ehescheidungen nicht direkt die gerichtlichen Urteilsausfertigungen benutzt, sondern es sind von den die Statistik leitenden Ämtern Formulare, Zählkarten, eingeführt worden zur übersichtlicheren Bearbeitung. Diese Zählkarten können einmal von den Gerichten ausgefüllt werden an Hand der Urteilsausfertigungen, oder es besteht ferner im Deutschen Reiche die Möglichkeit einer Ausfüllung der Zählkarten durch die Standesämter[4]. Es gilt nämlich die Vorschrift, daß dem

(Fortsetzung der Note 7 und 8 von Seite 5.)

„Hand- und Lehrbuch der Staatswissenschaften" 1. Abteilung: Volkswirtschaftslehre, 6. Band, Leipzig 1898. Behandlung der Ehescheidungen im Abschnitt über „Ehelösungen", S. 234 ff.

d) Müller, Joh.: Grundriß der Deutschen Statistik, III. Teil, Deutsche Bevölkerungsstatistik, Jena 1926, S. 3.

8) Vertreter dieser Ansicht sind u. a.:

a) Mayr, Georg v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 10, § 3.

b) Wernicke, Joh.: „Die Statistik der Ehescheidungen" in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik, 3. Folge, 6. Band, Jena 1893, S. 260 u.

c) Žižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., § 53, 4, S. 286 ff.

1) Žižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 84.

2) Wadler, A.: „Moralstatistik" in „Die Statistik in Deutschland", I, Ehrengabe für Georg von Mayr, herausgegeben von F. Zahn, München und Leipzig 1911, S. 607.

3) Žižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 88.

4) s. dazu:

a) Gesetz über die Beurkundung des Personenstandes und die Eheschließung vom 6. 2. 1875, R. G. Bl. 1875, S. 23 ff., § 55, Abs. 1. Neue Fassung s. E. G. z. B. G. B. Art 46. Die Änderung des Per-

Digitized by Google

Standesbeamten, vor dem die Ehe geschlossen wurde, von der Staatsanwaltschaft eine Ausfertigung des Scheidungsurteils, die mit dem Zeugnisse der Rechtskraft und mit der Angabe des Tages der Rechtskraft versehen ist, zuzusenden ist, damit der Standesbeamte den im § 55, Absatz 1 des Gesetzes über die Beurkundung des Personenstandes und die Eheschließung verlangten Vermerk am Rande der über die Eheschließung bewirkten Eintragung vornehmen kann[1].

Die auf den Zählkarten gestellten Fragen werden von den statistischen Ämtern vorgeschrieben. Die verlangten Erhebungsmerkmale beziehen sich einmal auf eheliche Verhältnisse, zum zweiten auf persönliche Verhältnisse der geschiedenen Ehegatten. Fragen, die die Ehe betreffen, sind: Zeit und Ort der Eheschießung, Zeitpunkt der Rechtskraft des Scheidungsurteils, Angabe des Gerichtes, das die Scheidung aussprach, Scheidungsgrund, Kinderzahl. Für beide Ehegatten wird in der Regel verlangt: Die Angabe des Namens, der Parteien, wer Kläger und Beklagter, bezw. wer Widerkläger und Widerbeklagter ist, Angabe des Geburtstages und -jahres, des Glaubensbekenntnisses, der Staatsangehörigkeit und des Berufes[2].

II. Besonderheiten.

Für die Beurteilung der Ehescheidungsstatistik eines bestimmten Landes ist wichtig, welchen begrifflichen Umfang die Statistik hat, welche der angegebenen Arten der Materialgewinnung benutzt wird, und welche Erhebungsmerkmale aufgestellt werden. Im Deutschen Reich besteht keine einheitliche Ehescheidungsstatistik, sondern fast jedes größere deutsche Land[3] hat seine besondere Ehescheidungsstatistik. Die Statistik der Ehescheidungen hat nicht die Form der föderierten Reichsstatistik, wie sie in ausgesprochener Weise bei der Statistik der Bevölkerungsbewegung, der Statistik der Geburten, Eheschließungen und Sterbefälle, vor-

sonenstandsgesetzes vom 11. 6. 1920, R. G. Bl. S. 1209, bezieht sich auf andere Bestimmungen.

b) Bekanntmachung, betreffend Vorschriften zur Ausführung des Gesetzes über die Beurkundung des Personenstandes und die Eheschließung vom 25. 3. 1899, R. G. Bl. 1899, S. 225 ff., § 25, Abs. 1.

1) Nicht richtig ist demnach die Behauptung von Simon auf S. 72 der Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamtes, 64. Jahrgang 1924, 3. und 4. Abteilung, daß eine Eintragung der erfolgten Ehescheidungen in das Personenstandsregister bei den Standesämtern in Deutschland nicht stattfindet.

2) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4*.

3) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4*.

Digitized by Google

liegt[1]. Wohl senden die landesstatistischen Zentralstellen seit 1907 oder später dem Statistischen Reichsamt Angaben über die gerichtlichen Ehelösungen nach folgender Unterscheidung:

1. Zahl der Ehescheidungen,
2. Zahl der rechtskräftigen Urteile lautend auf Nichtigkeit der Ehe
   a) auf Grund einer Nichtigkeitsklage,
   b) auf Grund einer Anfechtungsklage[2].

Jedoch sind diese Angaben trotz der genannten Unterscheidung und der Gliederung nach Landesteilen (preußische Provinzen...) nur als Summenzahlen zu bewerten. Bei einer Reichsstatistik, auch wenn sie nur föderativen Charakter hat, müssen aber von reichswegen Erhebungsmerkmale aufgestellt werden, an die sich landesstatistische Zusatzfragen anschließen können. Bei der Ehescheidungsstatistik werden jedoch sämtliche Erhebungsmerkmale von den Ländern bestimmt. Bei einer Untersuchung von Ehescheidungen, die das Land Sachsen betreffen, müssen demnach die sächsischen Vorschriften über die Ehescheidungsstatistik bekannt sein.

a) Die sächsische Statistik der Ehescheidungen.

Die Grundlage der sächsischen Statistik der Ehescheidungen bilden die gerichtlichen Ausfertigungen erstens der rechtskräftigen Scheidungsurteile und zweitens der rechtskräftigen Nichtigkeitserklärungen, die auf eine Nichtigkeits- oder Anfechtungsklage hin erfolgten[3].

Die Leitsätze für die Gewinnung des Materials sind in den Verordnungen des sächsischen Ministeriums des Innern und des sächsischen Justizministeriums niedergelegt. Die ersten Verordnungen, durch die eine ausgelöste, selbständige Ehescheidungsstatistik in Sachsen eingeführt wurde, stammen aus den Jahren 1903 und 1905.

Die Verordnung des Königlichen Ministeriums des Innern vom 29. 12. 1903[4] schreibt den Standesbeamten vor, vom 1. Januar 1904 ab jeden von ihnen bekundeten Fall der Scheidung oder Nich-

---

1) Zum Begriff der föderierten Reichsstatistik s. Žižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 210. Hinsichtlich der Statistik der Bevölkerungsbewegung s. ebd. S. 247.

2) Band 201 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 29. Bis zum Jahre 1926 hat sich nichts in bezug auf die verlangten Zahlenangaben geändert, s. Vierteljahrshefte zur Statistik des Deutschen Reiches, 35. Jahrgang, 1926, I, S. 3.

3) Gesetz- und Verordnungsblatt für das Königreich Sachsen 1904, S. 40.

4) Gesetz- und Verordnungsblatt für das Königreich Sachsen 1904, S. 40 und Zeitschrift des Königlich Sächsischen Statistischen Bureaus, 49. Jahrgang, 1903, S. 129.

Digitized by Google

tigkeitserklärung einer Ehe auf eine besondere Zählkarte einzutragen und die geforderten Angaben darauf zu vermerken. Die nötigen Zählkarten werden den Standesbeamten von dem Statistischen Bureau des Ministeriums geliefert. Als Bekundung der Scheidung oder Nichtigkeitserklärung einer Ehe gilt der nach § 55, Absatz 1 des Reichsgesetzes über die Beurkundung des Personenstandes und die Eheschließung vom 6. 2. 1875 (R. G. Bl. S. 23 ff.) und nach § 25, Absatz 1 der Bekanntmachung vom 25. 3. 1899 (R. G. Bl. S. 225) am Rande der Eintragung über die Eheschließung im Standesregister beizuschreibende Vermerk[1]. Die Zählkarten sind in der Regel im unmittelbaren Anschlusse an die Beurkundungen im Standesregister auszufüllen. Die Bestimmungen der §§ 5 bis mit 8 der Verordnung vom 25. 11. 1875 (Gesetz- und Verordnungsblatt S. 397) finden sinngemäße Anwendung[2].

Somit haben die Standesbeamten für jede Ehescheidung, die eine vor ihnen geschlossene Ehe betrifft, eine Zählkarte auszufüllen. Gleichgültig ist, ob das Gericht, das die Scheidung ausgesprochen hat, in Sachsen liegt oder nicht. Falls die Ehe in Sachsen geschieden wurde, wird die sogenannte „G-Zählkarte" verwendet, ist jedoch die Ehe von einem außersächsischen Gerichte geschieden worden, wird die G-Zählkarte handschriftlich mit dem Buchstaben „N" versehen. Kurz gesagt, betreffen also die G-Karten Ehen, die in Sachsen geschlossen und geschieden wurden, N-Karten Ehen, die in Sachsen geschlossen, aber außerhalb Sachsens geschieden wurden.

Nicht berücksichtigt werden in der angeführten Verordnung des Ministeriums des Innern jene Ehescheidungen, die durch sächsische Gerichte ausgesprochen werden, aber Ehen betreffen, die nicht in Sachsen geschlossen worden sind. Damit auch diese Ehescheidungen in die statistische Betrachtung eingezogen werden können, erließ das sächsische Justizministerium am 2. 2. 1905 eine

---

1) § 55, Abs. 1 des Gesetzes von 1875 lautet: Ist eine Ehe für aufgelöst, ungültig oder nichtig erklärt worden, so ist dies am Rande der über die Eheschließung bewirkten Eintragung zu vermerken. § 25, Abs. 1 der Bekanntmachung, betreffend Vorschriften zur Ausführung des Gesetzes über die Beurkundung des Personenstandes und die Eheschließung von 1899 hat folgenden Wortlaut: In den im § 55, 1 des Gesetzes bezeichneten Fällen hat die Staatsanwaltschaft dem Standesbeamten, vor welchem die Ehe geschlossen worden ist, eine mit dem Zeugnisse der Rechtskraft und mit der Angabe des Tages der Rechtskraft versehene Ausfertigung des Urteils behufs Beschreibung des Randvermerkes zu übersenden.

2) Diese Bestimmungen beziehen sich auf die Formalitäten der Einsendung, Vervollständigung und Berichtigung der von den Standesbeamten für die Zwecke der Bevölkerungsstatistik zu liefernden Nachweise über Geburten, Eheschließungen und Sterbefälle.

Digitized by Google

Verordnung an die Landgerichte[1]. Der erste Absatz dieser Verordnung lautet: „Der Gerichtsschreiber der mit Ehesachen befaßten Civilkammer des Landgerichts hat über jedes nach dem 1. Januar 1905 verkündete Urteil, durch das eine vor einem nichtsächsischen Standesbeamten geschlossene Ehe für nichtig erklärt oder geschieden wird, nach Feststellung der Rechtskraft (§ 1400 der Geschäftsordnung für die Königl. Sächs. Justizbehörden) eine Zählkarte auszufüllen." — Die folgenden Absätze der Verordnung regeln die Formalitäten der Lieferung, Ausfüllung und Einsendung der Zählkarten. Diese Zählkarten, die außerhalb Sachsens geschlossene Ehen betreffen, die durch sächsische Gerichte geschieden wurden, werden „H-Karten" genannt.

Die soeben beschriebene Art der Regelung der Materialgewinnung, nämlich Ausfüllung der G- und N-Karten durch die Standesämter, der H-Karten durch die Gerichte, galt unverändert bis zum Ende des Jahres 1923. Da wurde am 13. 12. 1923 durch Verordnung des sächsischen Justizministeriums der § 1399, Abs. 1 der Geschäftsordnung für die Sächsischen Justizbehörden geändert[2]. Bisher war bestimmt, daß der Gerichtsschreiber der mit Ehesachen befaßten Zivilkammer der Landgerichte von jedem rechtskräftigen Urteil, durch das, zusammenfassend ausgedrückt, eine Ehe für nichtig erklärt oder geschieden wird, eine „Ausfertigung" an die Staatsanwaltschaft abzugeben habe, wenn die Ehe vor einem deutschen Standesbeamten geschlossen worden ist. Nach Absatz 2 des § 1399 muß die Ausfertigung mit dem Zeugnisse der Rechtskraft (§§ 1400, 1425 der Geschäftsordnung) und mit der Angabe des Tages, an dem die Rechtskraft eingetreten ist, versehen sein. Sie muß ferner Wohnort des Mannes ersichtlich machen, auch müssen angegeben sein die Religion der Ehegatten, die Stelle, die bei der Eheschließung mitgewirkt hat, Ort und Zeit der Eheschließung, Pfarramt der Trauung. Sind die Angaben nicht schon im Urteil enthalten, so hat der Gerichtsschreiber bei dem am nächsten erlangbaren Ehegatten oder Prozeßbevollmächtigten Erkundigung einzuziehen und das Ergebnis auf der Ausfertigung zu vermerken.

Nach der Verordnung vom 13. 12. 1923 soll der Gerichts-

1) Verordnung an die Landgerichte, die Ausfüllung und Einsendung von Zählkarten in gewissen Ehesachen betreffend, vom 2. 2. 1905, Justizministerialblatt für das Königreich Sachsen, 39. Jahrgang, 1905, S. 2. Die Verordnung ist als § 1842 a in die Geschäftsordnung für die Königlich Sächsischen Justizbehörden, in Kraft seit dem 1. Januar 1903, eingefügt. Vgl. dazu auch Zeitschrift des K. Sächs. Statist. Bureaus, 50. Jahrgang, 1904, S. 275.

2) Justizministerialblatt für den Freistaat Sachsen, 57. Jahrgang, 1923, S. 150, Verordnung vom 13. 12. 1923, Änderungen der Geschäftsordnung betreffend, unter Nr. 17.

Digitized by Google

schreiber nicht mehr einfach eine „Ausfertigung" der Staatsanwaltschaft übersenden, sondern „eine Ausfertigung ohne Tatbestand und Entscheidungsgründe". Nun wird jedoch unter anderem auf den statistischen Zählkarten von den Standesbeamten die Angabe der Scheidungsgründe verlangt[1]. Regelmäßige Rückfragen der Standesämter bei den Gerichten werden darum die Folge sein der Verordnung des Justizministeriums vom Dezember 1923. Die Vorschrift des Justizministeriums wird also zu Doppelarbeit führen. Um diese zu vermeiden, erließ das Justizministerium am 11. 2. 1924 eine neue Verordnung an die Landgerichte über die Ausfüllung und Einsendung von Zählkarten in gewissen Ehesachen[2]. Die Geschäftsordnung der Sächsischen Justizbehörden in § 1842a, nämlich die Verordnung des Justizministeriums vom 2. 2. 1905[3], erhält nun folgenden veränderten, erweiterten Wortlaut: „Der Gerichtsschreiber der mit Ehesachen befaßten Civilkammer des Landgerichts hat über jedes nach dem 1. 1. 1905 verkündete Urteil, durch das eine vor einem nichtsächsischen Standesbeamten geschlossene Ehe für nichtig erklärt oder geschieden wird, sowie über jedes nach dem 31. 12. 1923 verkündete Urteil, durch das eine vor einem sächsischen Standesbeamten geschlossene Ehe für nichtig erklärt oder geschieden wird, nach Feststellung der Rechtskraft eine Zählkarte auszufüllen".

Sonach füllen die sächsischen Gerichte nun die Zählkarten für alle durch sie ausgesprochenen Ehescheidungen aus, gleichgültig ob die Ehe außerhalb Sachsens geschlossen worden war oder vor einem sächsischen Standesamte. Die Folge dieser Regelung ist eine Umgestaltung der Zählkarten. Die G-Karte muß den H-Karten angepaßt werden, da ja nicht mehr allein die Ehescheidungen der H-Karten, sondern auch die Ehescheidungen der G-Karten von den Gerichten dem Sächsischen Statistischen Landesamte mitgeteilt werden sollen. Es soll ein neuer Vordruck für Zählkarten eingeführt werden, der in gleicher Weise für Urteile zu verwenden ist, die eine vor einem sächsischen, wie für Urteile, die eine vor einem nichtsächsichen Standesbeamten geschlossene Ehe betreffen. Die noch vorhandenen Vordrucke sind nach einer dem neuen Muster entsprechenden Abänderung ihres Wortlautes aufzubrauchen[4].

In Zukunft wird also die Unterscheidung von G-, H- und N-Karten nicht mehr bestehen. Im Jahre 1924, das unter die neue Regelung fällt, wurden nur alte Formulare aufgebraucht, so kann auch für dieses Jahr bei der Untersuchung von Ehescheidungen

---

1) s. später S. 13. 2) Justizministerialblatt für den Freistaat Sachsen, 58. Jahrgang, 1924, S. 22. 3) s. S. 9/10. 4) s. unter II der Verordnung im Justizministerialblatt 1924, S. 22.

Digitized by Google

der Jahre 1920 bis 1924 die alte Einteilung der G-, H- und N-Karten beibehalten werden.

Endlich ist noch als abschließende Ergänzung der Verordnungen des Justizministeriums die Verordnung des Sächsischen Ministeriums des Innern vom 20. 3. 1924 anzuführen[1]. Die Standesbeamten haben danach nur noch in Zählkarten einzutragen jene von ihnen bekundeten Fälle der Scheidung oder Nichtigkeitserklärung einer Ehe, bei denen es sich um Urteile nichtsächsischer Gerichte und solche Urteile sächsischer Gerichte handelt, die vor dem 1. Januar 1924 verkündet worden sind.

Vom 1. Januar 1924 ab werden also nur noch die N-Karten von den Standesämtern ausgefüllt.

Der Vorteil der sächsischen Ehescheidungsstatistik, den übrigens keine andere deutsche Ehescheidungsstatistik in gleicher Art aufweist[2], besteht darin, daß nicht nur die in Sachsen geschiedenen Ehen erfaßt werden (G- und H-Karten), entsprechend den in Sachsen bestehenden Ehen, sondern daß vor allem auch die Ehescheidungen erfaßt werden, bei denen die Ehe vor einem sächsischen Standesbeamten geschlossen worden war (G- und N-Karten). Diese zweite Art der Erfassung gestattet einen genaueren Vergleich der Ehescheidungszahlen mit den Eheschließungszahlen und wird darum auch benutzt bei der Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920 bis 1924 nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten, wie sie im folgenden dargestellt werden soll. Sowohl das Heiratsalter als auch die Dauer der Ehe weisen ja unmittelbar auf den Zeitpunkt der Eheschließung zurück.

Die Fragen, die auf den Zählkarten gestellt werden, sind die gleichen bei den G-, N-[3] und H-Karten. Nur hinsichtlich der Reihenfolge der Fragen unterscheiden sich die H-Karten von den G- und N-Karten. Die Erhebungsmerkmale der Ehescheidungsstatistik beziehen sich auch in Sachsen[4] einmal auf die geschiedene Ehe als solche und zum zweiten auf die persönlichen Verhältnisse der geschiedenen Ehegatten. Bei der zuerst genannten Gruppe handelt es sich um folgende Fragen:

---

1) Sächsisches Gesetzblatt 1924, S. 206: Änderung der Verordnung vom 29. 12. 1903 (s. vorn S. 8), betreffend die von den Standesbeamten für die Zwecke der Bevölkerungsstatistik zu liefernden Nachweise über die Legitimationen unehelicher Kinder durch nachfolgende Ehe, sowie über Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen von Ehen (G. u. V. Bl. 1904, S. 40) vom 20. 3. 1924.

2) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4* und S. 46* ff.; für das Ausland: Annuaire international de statistique, Annexe aux tomes I—V (partie „Démographie"), La Haye 1921, S. 12 und 27.

3) s. vorn S. 9.

4) s. im allgemeinen Teil vorn S. 7.

Digitized by Google

Tag der Eheschließung,
Standesamt der Eheschließung mit Angabe der Amtshauptmannschaft,
Tag des Eintritts der Rechtskraft der Scheidung, bezw. der Nichtigkeitserklärung,
Landgericht, welches das Urteil aussprach,
Gründe der Scheidung bezw. Nichtigkeitserklärung und schuldiger Teil,
Bemerkungen, ob Kinder aus der Ehe vorhanden sind und wieviele am Leben sind.

Die Scheidungs- und Nichtigkeitsgründe sind unter Berücksichtigung des schuldigen Teils anzugeben nach dem Schema, das auf der Rückseite der Zählkarte verzeichnet ist. Für die Scheidung werden zwanzig Möglichkeiten angeführt, von denen zehn auf den § 1568 B. G. B. (schwere Verletzung der durch die Ehe begründeten Pflichten) entfallen. Die Nichtigkeitsgründe des B. G. B. sind in achtzehn Unterarten geteilt, acht entsprechen den Voraussetzungen der Nichtigkeitsklage und zehn denjenigen einer Anfechtungsklage[1].

An persönlichen Verhältnissen der geschiedenen Ehegatten wird erfaßt:

Vor- und Zuname des Mannes und der Frau,
Geburtstag und -jahr des Mannes und der Frau,
Glaubensbekenntnis des Mannes und der Frau,
Staatsangehörigkeit des Mannes,
Stand, Beruf oder Gewerbe des Mannes, auch ob er selbständig ist, Gehilfe usw.

b) Die Statistik der Ehescheidungen anderer Länder im Vergleich zur sächsischen Statistik der Ehescheidungen.

Will man die Ergebnisse der sächsischen Ehescheidungsstatistik mit denjenigen anderer deutscher Länder oder mit denjenigen ausländischer Staaten vergleichen, so muß man beachten, ob der gleiche Begriff der Ehescheidung vorhanden ist, ob die Erhebungsweise die gleiche ist, und ob die gewünschten Erhebungsmerkmale erfaßt werden. Für die deutschen Länder findet sich für diese Vorbedingungen eine Zusammenstellung im Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 4*. Für internationale Vergleichungen bildet die entsprechende Unterlage eine synoptische Darstellung im Annuaire international de statistique, im Annexe aux tomes I—V (partie „Démographie"), La Haye 1921, unter dem Stichwort

1) Die Zusammenstellung der Gründe, wie sie auf der Rückseite der Zählkarte angegeben ist, ist abgedruckt in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 53. Jahrgang, 1907, S. 179/180.

Digitized by Google

„divorces", S. 12 und 27. Auf die ausländischen Verhältnisse soll jedoch nicht näher eingegangen werden, da dies zu weit führen würde. Für dieses Vorgehen spricht außerdem besonders nachdrücklich die verschiedene Gestaltung des materiellen und des formellen Rechtes, die Art und die engere oder weitere Auslegung der Scheidungsgründe, die rechtlich zugelassen sind[1].

In Deutschland haben eine selbständige ausgelöste Ehescheidungsstatistik: Baden, Bayern, Elsaß-Lothringen bis 1918, Hamburgischer Staat, Hessen, Oldenburg, Preußen, Sachsen[2] und neuerdings seit dem Jahre 1921 auch Thüringen[3].

Der Umfang der Ehescheidungsstatistik ist in den einzelnen deutschen Ländern verschieden. Die Ehescheidungen werden selbstverständlich in allen genannten Ländern erfaßt, die Nichtigkeitserklärungen dagegen nur in Baden, Hamburg, Sachsen und Thüringen[4]. Die Urteile auf Aufhebung der ehelichen Gemein-

---

1) Internationale Zusammenstellungen über Ehescheidungsstatistiken finden sich für Vorkriegsjahre bei:

a) Bertillon, J.: „Etude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe", Annales de Démographie Internationale, 6. Jahrgang, Paris 1882, S. 257 ff. und 385 ff.

b) Bosco, Augusto: Divorzi e separazioni personali di coniugi, Annali di Statistica, Roma 1908, Serie IV, N. 94 bis.

c) Wright, Caroll D.: A Report on Marriage and Divorce in the United States 1867 to 1886, including an Appendix (s. S. 979 ff.) relating to Marriage and Divorce in Certain Countries in Europe, Washington 1889.

d) Weitere Literatur s. Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., im Abschnitt über Ehescheidungen S. 183 ff.

e) Annuaire international de statistique II, Mouvement de la population (Europe), La Haye 1917, S. 30/31, die neuesten Zahlen beziehen sich auf das Jahr 1915. — Für Amerika s. Annuaire IV, Mouvement de la population (Amérique), La Haye 1920, S. 21/22.

f) Bulletin de l'Institut International de Statistique, Tome XXI, Supplément, Bruxelles 1924, Stichwort „Divorces" S. 50.

g) Für die Jahre 1920 bis 1923 und das Jahr 1913 finden sich allgemeine Scheidungsziffern für wichtige Länder in „Wirtschaft und Statistik", 5. Jahrgang 1925, Nr. 12, S. 410.

2) Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 4*.

3) Vierteljahrsberichte des Thüringischen Statistischen Landesamts in Weimar, 3. Jahrgang, Nr. 3, Juli/September 1924, S. 179, und 5. Jahrgang 1926, Nr. 2, April/Juni, S. 130. Anscheinend besitzen auch Anhalt und Lippe eine ausgelöste Ehescheidungsstatistik nach der Anmerkung zu der Zusammenstellung der Ehescheidungen nach der Dauer der geschiedenen Ehen in „Wirtschaft und Statistik" 1925, S. 410.

4) Für Thüringen s. Müller, Joh.: Deutsche Bevölkerungsstatistik, a. a. O., S. 132/133. Für Preußen finden sich allerdings in der Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamts, 64. Jahrgang, 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 73, Zahlen für die Ehelösungen durch Nichtigkeitserklärung oder Ungültigkeitserklärung oder Feststellung des Nichtbestehens, da jedoch nach der Zähl-

Digitized by Google

schaft werden in Bayern[1], Hamburg, Preußen und Thüringen mit berücksichtigt.

In allen deutschen Ländern mit Ausnahme von Sachsen wird das Erhebungsformular nur vom erkennenden Gericht ausgefüllt.

Sachsen ist, wie schon erwähnt[2], das einzige deutsche Land, das fortlaufend außer allen in seinem Gebiet ausgesprochenen Ehescheidungen auch diejenigen Ehescheidungen statistisch erfaßt, bei denen die Eheschließung in seinem Gebiet erfolgte.

Von den Erhebungsmerkmalen seien nur die hauptsächlichsten erwähnt. Der Geburtstag des Mannes und der Frau, der Tag der Eheschließung und der Tag des Eintrittes der Rechtskraft der Scheidung wird in allen angeführten Ländern erfragt, in Oldenburg nur die Geburtsjahre der Ehegatten und die Dauer der Ehe. Gleichfalls wird der Stand und Beruf des Mannes überall erfaßt, in Bayern, Hessen und Thüringen[3] auch der der Frau. Die Angabe der Kinderzahl wird ebenfalls in allen genannten Ländern verlangt, zum Teil mit der Unterscheidung, ob die Kinder noch minderjährig sind[4], in Thüringen wird die Zahl der lebenden gemeinschaftlichen Kinder und der darunter minderjährigen erfragt. Die Scheidungsgründe werden in allen Ländern nur nach den Paragraphen des Bürgerlichen Gesetzbuches vermerkt, eine Ausnahmestellung nimmt Sachsen ein mit seiner differenzierteren Unterscheidung[5]. Endlich wird überall das Glaubensbekenntnis des Mannes und der Frau erfaßt und zwar in Bayern[6] und Thüringen[7] dasjenige zur Zeit der Eheschließung.

---

karte (s. Zeitschrift des Kgl. Preuß. Stat. Landesamts, 47. Jahrgang, 1907, S. 63/64) zu urteilen, die Nichtigkeitserklärungen nicht erfaßt werden, sind vermutlich die Zahlen für die Nichtigkeitserklärungen ... aus der Deutschen Justizstatistik entnommen. In gleicher Weise ist das statistische Reichsamt vorgegangen, bezw. geht vermutlich auch noch vor in bezug auf die Nichtigkeitserklärungen in solchen Ländern, die selbst nicht die Nichtigkeitserklärungen erheben, und auch in bezug auf die Scheidungen für solche Länder, die keine ausgelöste Ehescheidungsstatistik besitzen (s. Band 201 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 29).

---

1) Aus der Gesamtzahl der Ehescheidungen nicht ausscheidbar.

2) s. vorn S. 8 ff. insbes. S. 12, vgl. auch Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 46* ff.

3) Falls die Frau während der Ehe einem selbständigen Erwerb nachging, zutreffendenfalls soziale Berufsstellung der Ehefrau: Selbständig — Angestelle — Arbeiterin.

4) Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 4*. 5) s. vorn S. 13.

6) Zeitschrift des K. Bayerischen Statistischen Landesamts, 46. Jahrgang, 1914, S. 340, Zählkartenabdruck.

7) s. Müller, Joh.: Deutsche Bevölkerungsstatistik, a. a. O., S. 133. In Thüringen wird außer den oben genannten Angaben nur noch der „Klagende Teil" erfragt.

Digitized by Google

Man findet also in der Hauptsache die gleichen Erhebungsmerkmale in den Ehescheidungsstatistiken der deutschen Länder. Die begrifflichen Unstimmigkeiten fallen nicht dermaßen in das Gewicht, daß man die Statistiken der deutschen Länder unvergleichbar nennen möchte[1]. Allerdings nicht sämtliche deutsche Länder, vor allem nicht Württemberg, besitzen eine Ehescheidungsstatistik. Es lassen sich für das Reich demnach nur mit Hilfe der Justizstatistik[2] Summenzahlen aufstellen, eine Gliederung der Ehescheidungen nach einzelnen Erhebungsmerkmalen kann für das Reich nicht durchgeführt werden.

C. Die statistische Bearbeitung der Ehescheidungen.

I. Im Allgemeinen.

Die erste Stufe der statistischen Bearbeitung eines Stoffes ist die Aufbereitung des ausgezählten Materials in Tabellenform. Aus dieser Zusammenstellung der absoluten Zahlen lassen sich in groben Zügen bereits die Hauptentwicklungstendenzen der untersuchten Erscheinung herauslesen. Man sieht ein Gleichbleiben, Steigen und Fallen der Zahlen, die Lage des Maximums und Minimums einer Reihe. Bei der Einzelbetrachtung eines Falles wird die Kenntnis dieser Dinge unter Umständen schon vollständig genügen, jedoch tiefer liegende Zusammenhänge mit anderen Erscheinungen vermag man durch die absoluten Zahlen nicht aufzudecken. Deshalb greift man zu dem Hilfsmittel der Berechnung von Verhältniszahlen, das heißt, „man mißt verschiedene statistische Massen aneinander“[3]. „Nur durch Verhältniszahlen kann man die Beziehungen von statistischen Massen zueinander deutlich und bildhaft machen, ja gewisse Beziehungsbegriffe wie den der statistischen Häufigkeit überhaupt darstellen. Die Verhältniszahlen tragen die Eignung in sich, die Gliederung eines Ganzen in seine Teile zu veranschaulichen“[4], indem man z. B. die absoluten Zahlen einer Reihe in Prozenten der entsprechenden Summe ausdrückt. Weiter „geben die Verhältniszahlen die richtige Vorstellung von

1) Zum Beispiel im Jahre 1922 wurden in Preußen unter 23 711 Ehescheidungen nur 17 Urteile auf Aufhebung der ehelichen Gemeinschaft gezählt, s. Preußische Statistik, Band 274, S. 11*. In Sachsen waren im Jahre 1922 von 2938 Urteilen sächsischer Gerichte, die in Sachsen geschlossene Ehen betrafen, nur 66 Nichtigkeitserklärungen. (Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 70. und 71. Jahrgang 1924 und 1925, Seite 185.)

2) Band 201 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 29, s. auch vorn S. 4 f.

3) Winkler, Wilhelm: Die statistischen Verhältniszahlen. Wiener staatswissenschaftliche Studien, Neue Folge, Band II, S. 34.

4) Winkler, W.: Die statistischen Verhältniszahlen, a. a. O., S. 1.

Digitized by Google

Veränderungen, die an Massen vor sich gehen, sie sind ein unentbehrliches Hilfsmittel für den statistischen Vergleich"[1]. Allerdings „die Wahl der in Beziehung zu setzenden Massen darf nicht regellos und willkürlich erfolgen, sondern unterliegt Bedingungen, die der jeweilige Zweck vorschreibt. Es werden sich dabei solche Massen als von Wichtigkeit für die Verhältniszahlen erweisen, die in einem gefügemäßigen inneren oder einem äußeren, in gewissen Eigenschaften der Massen begründeten Zusammenhang stehen"[2].

Als Vergleichsmassen kommen bei der Ehescheidungsstatistik mehrere in Betracht. Georg von Mayr unterscheidet fünf verschiedene Meßmethoden für die Ehescheidungshäufigkeit[3]. Zunächst können zum Beispiel die Ehescheidungen eines Jahres zum Gesamtstand der Bevölkerung in Beziehung gesetzt werden, und „zwar grundsätzlich zu deren mittlerem Bestand in der in Frage kommenden Zeitstrecke"[4]. Das Ergebnis dieser Berechnungsweise bezeichnet man als „allgemeine Scheidungsziffer". Da aber die Voraussetzung einer Ehescheidung eine Ehe ist, so ist es richtiger als Maßstab, als Stammasse[5] nur die Zahl der verheirateten Personen, bezw. die Zahl der stehenden Ehen zu wählen. Eine Schwierigkeit liegt hierbei darin, daß die Zahl der stehenden Ehen sich schwerer feststellen läßt als die der Gesamtbevölkerung. Die Volkszählungsergebnisse, auf denen eine Berechnung stehender Ehen am besten fußt, geben nämlich keine eindeutigen Zahlen über die Verheirateten[6]. So nimmt man vielfach nicht die Hälfte der Verheirateten als Zahl der stehenden Ehen, sondern „im Hinblick auf die konstantere Ortsanwesenheit des weiblichen Geschlechts die Gesamtheit der verheirateten Frauen"[7]. Noch unsicherer ist eine Zusammenstellung der stehenden Ehen nach einzelnen Ehedauerjahren, insbesondere eine solche Fortschreibung der stehenden Ehen nach einer oder zwischen zwei Volkszählungen, bei denen die Ehedauer oder besser das Datum der Eheschließung erfragt worden ist[8]. Bei dieser Fortschreibung werden die Ehe-

1) Winkler, W.: Verhältniszahlen, a. a. O., S. 1. 2) Ebd. S. 2.
3) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 189. 4) Ebd. S. 189.
5) Winkler: Verhältniszahlen, a. a. O., S. 13.
6) s. u. a. Zeitschrift des K. Sächs. Stat. Landesamts, 60. Jahrgang 1914, S. 83. 7) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 190.
8) Die Frage nach dem Jahr der Eheschließung wurde z. B. für Berlin gestellt bei der Volkszählung von 1885 (s. Beukemann, Wilhelm: „Methode und Umfang der deutschen Volkszählungen" in „Die Statistik in Deutschland" I, Ehrengabe für Georg von Mayr, München und Berlin 1911, S. 209). Bei der Volks- Berufs- und Betriebszählung vom 16. Juni 1925 (s. Verordnung des Reichswirtschaftsministers vom 14. 3. 1925, Reichministerialblatt S. 131, und die dieser Verordnung beigefügten Drucksachen) wurde nicht nach der Ehedauer oder dem Datum der Eheschließung gefragt.

Digitized by Google

schließungen als Zugänge betrachtet und die natürlichen und gerichtlichen Ehelösungen, unterschieden nach der Dauer der Ehe, als Abgänge. Dazu kommt schließlich noch der störende Einfluß der Wanderungen. Um all diesen Schwierigkeiten der Beziehung der Ehescheidungen auf stehende Ehen aus dem Wege zu gehen, versucht man eine dritte Berechnungsweise. Man verwendet als Bezugsmasse die Zahl der Eheschließungen. Man kann nun die Ehescheidungen eines Jahres entweder mit den Eheschließungen desselben Jahres vergleichen[1] oder mit den Eheschließungen, vielleicht auch dem Mittel aus den Eheschließungen, die eine gewisse Zeitspanne zurückliegen[2]. Beide Bezugsmassen führen leicht zu falschen Schlüssen. Einmal werden sehr selten Ehen in demselben Jahre geschlossen und geschieden[3], und die zweite Art des Vergleichs „scheitert in ihrer Verwirklichung an der Unmöglichkeit, eine wissenschaftlich befriedigende Distanzierung beider Zeitstrecken vorzunehmen"[4]. Jedoch können die Eheschließungen sehr wohl als Vergleichsmaßstab dienen, wenn man nur jeweils die Eheschließungen heranzieht, auf welche durch eine Gliederung der Ehescheidungen nach einzelnen Ehedauerjahren hingewiesen wird.

Auf die Inbeziehungsetzung der Zahl der Scheidungen zur Gesamtzahl der Ehelösungen[5] soll nicht besonders eingegangen werden, da sie in der Praxis nicht von grundlegender Bedeutung ist.

Die genaueste Berechnungsweise der Scheidungshäufigkeit ist nur möglich mit Hilfe der Ehedauertafel. Die Ehedauertafel ist der Sterbetafel nachgebildet[6]. Das Individuum der Ehedauertafel ist die Ehe, dem Alter entspricht die Ehedauer. Der Sterbenswahrscheinlichkeit kann eine Ehelösungswahrscheinlichkeit gegenübergestellt werden. Die Ehelösungswahrscheinlichkeit läßt sich wieder-

---

1) s. u. a. Oettingen, Alexander von: Die Moralstatistik in ihrer Bedeutung für eine Sozialethik, 3. Auflage, Erlangen 1882, S. 155.

2) s. u. a. Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamts, 64. Jahrgang, 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 83, benutzt wird das Mittel der Eheschließungen der Gesamtzeit 1905/1922.

3) s. später Ehedauertafel für den Freistaat Sachsen, Anlagen S. 4*/5* Tabelle II und Gesamtverzeichnis S. VIII, Tabelle 5 und 6.

4) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 190, s. auch Conrad-Hesse: Grundriß zum Studium der politischen Ökonomie, 4. Teil Statistik, I, Allgemeine Statistik, Bevölkerungsstatistik, 5. Auflage, Jena 1923, S. 144.

5) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 190.

6) Nachweise zu der umfangreichen Literatur über Sterbetafeln s. bei Winkler, Wilhelm: Verhältniszahlen, a. a. O., S. 117. — Außerdem im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 3. Auflage, Band VII, S. 930 ff., Artikel von v. Bortkiewicz über Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln. — Ein Quellennachweis findet sich in Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches S. 42*. — Die sächsischen Sterbetafeln von 1910/1911 sind in der Zeitschrift des K. Sächsischen Statistischen Landesamts, 58. Jahrgang, 1912, S. 413 ff. wiedergegeben.

Digitized by Google

um auflösen in eine Wahrscheinlichkeit der Auflösung der Ehe durch Tod eines Ehegatten überhaupt oder speziell durch Tod des Mannes oder durch Tod der Frau und andererseits in eine Ehelösungswahrscheinlichkeit durch Scheidung.

Methodisch läßt sich eine Sterbetafel und folglich auch eine Ehedauertafel auf zwei verschiedenen Wegen gewinnen. Einmal geht man aus von den gleichzeitig Lebenden, d. h. von den gleichzeitig bestehenden Ehen, wie sie bei einer Volkszählung erfaßt werden können, gliedert diese Ehen nach einzelnen Dauerjahren und verfolgt dann in dem Volkszählungsjahr und dem der Volkszählung folgenden Kalenderjahr die natürlichen und gerichtlichen Ehelösungen unter Berücksichtigung des Dauerjahres, in dem die Ehe gelöst wurde. Diese Lösungszahlen drückt man dann in Prozenten oder Promille der entsprechenden Bestandszahl aus und nennt diese Prozentzahlen schließlich Ehelösungswahrscheinlichkeiten. Bei Berechnung der Ehescheidungswahrscheinlichkeit taucht die Schwierigkeit auf, daß man es hier mit keiner einfachen Lösungstafel mehr zu tun hat, sondern mit einer sogenannten kombinierten Tafel[1]. Die Ehelösungen können ja durch Tod oder durch gerichtliches Urteil erfolgen, die in einem Jahr z. B. durch Tod gelösten Ehen können nicht mehr geschieden werden, infolgedessen muß man bei Berechnung einer „strengen" Wahrscheinlichkeit[2] einen Abstrich am entsprechenden Anfangsbestand vornehmen und zwar, wie es üblich ist, in Höhe der Hälfte der Zahl der Lösungen durch Tod[3].

Der andere Weg der Berechnung von Sterbetafeln bezw. von Ehedauertafeln beginnt nicht bei einer Anzahl gleichzeitig vorhandener Ehen, sondern hier verfolgt man die Eheschließungen einzelner Kalenderjahre nach ihrer tatsächlichen allmählichen Auflösung. Man nennt diese Methode die direkte oder Hermannsche Methode[4]. Der Nachteil dieser Methode ist, daß man kein Bild erhält von den gegenwärtigen Schwankungen der Ehelösungs-

1) Landsberg, O.: „Die Methode der Sterblichkeitstafel und ihre Anwendung auf andere statistische Probleme" im Deutschen Statistischen Zentralblatt, Jahrgang VI, 1914, Sp. 1 ff. und 41 ff., insbesondere Sp. 43 und 45 und Winkler, Verhältniszahlen, a. a. O., S. 75 ff., Abschnitt III, 3 d: Messung von Abgangsereignissen unwesentlicher und bedingt wesentlicher Verschiebung durch Tafeln stetig bezogener Wahrscheinlichkeiten.

2) Winkler, Verhältniszahlen, a. a. O., S. 80 f. 3) Ebd. S. 79.

4) Mayr, G. v.: Die Gesetzmäßigkeit im Gesellschaftsleben, München 1877, S. 304 ff. und u. a. Winkler, Verhältniszahlen, a. a. O., S. 117. Die Hermannsche Methode ist nach Rahts, Joh., schon von Laplace angewendet worden, s. Abschnitt „Sterbetafeln" in der Ehrengabe für Georg von Mayr „Die Statistik in Deutschland", I, München und Berlin 1911, S. 458 ff. Andere Terminologie bei Landsberg: „Die Methode der Sterblichkeitstafel . . . " im Deutschen Statistischen Zentralblatt, Jahrgang 1914, S. 4 ff.

Digitized by Google

wahrscheinlichkeiten von Ehen verschiedener Dauer, sondern nur den historischen Verlauf kennen lernt. Insbesondere kann sich bei dieser zweiten Berechnungsweise der Einfluß von Wanderungen störender geltend machen als bei der ersten Art, es sei denn, daß besondere Voraussetzungen vorliegen, daß zum Beispiel die Ehescheidungen der in einem bestimmten Land geschlossenen Ehen erfaßt werden können[1]. Diese zweite direkte Methode ist jedenfalls die allein anwendbare, wenn in Ermangelung von Volkszählungsergebnissen die erste Methode versagt.

Die bisher erwähnten Berechnungsweisen liefen hinaus auf eine Darstellung der Häufigkeit eines Ereignisses einmal in bezug auf die Gesamtmasse in Form der Gliederungszahl[2] und zum zweiten in bezug auf eine andere koordinierte Masse in Form der Beziehungszahl[3] oder unter Umständen in Form einer Wahrscheinlichkeitsgröße, wie sie durch Tafelberechnungen gefunden werden kann[4]. Jedoch auch Indexzahlen[5] können in der Ehescheidungsstatistik ihre Anwendung finden, wenn es gilt, die Veränderungen der Zahl der Ehescheidungen im Laufe der Zeit darzustellen[6].

Schließlich können auch die sogenannten Mittelwerte[7] zur Charakterisierung der Zahl der Ehescheidungen herangezogen werden. In der Hauptsache kommen bei der Ehescheidungsstatistik das arithmetische Mittel und das gewogene arithmetische Mittel in Betracht, unter Umständen der dichteste Wert und selten der Zentralwert. Ein arithmetisches Mittel ist zum Beispiel die durchschnittliche mittlere Ehedauer, das durchschnittliche mittlere Heiratsalter der Geschiedenen, die durchschnittliche Kinderzahl der geschiedenen Ehen[8].

Noch nicht angewendet worden ist in der Ehescheidungsstatistik die Korrelationsrechnung. Es ließe sich vielleicht nachweisen, daß eine Korrelation[9], d. i. ein kausaler, rechnerisch nachweisbarer Zusammenhang, besteht zwischen der Ehescheidungszahl und der Wohndichte, oder zwischen der Ehescheidungszahl und der allgemeinen wirtschaftlichen Lage, oder der Zahl der Ehescheidungen und der Arbeitslosigkeit. Auch ist eine Korrelationsberechnung denkbar zwischen den drei Variablen Ehescheidungshäufigkeit,

---

1) s. Sachsen, vorn S. 12.
2) Žižek, Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 134.
3) Ebd. S. 135. 4) Ebd. S. 139. 5) Ebd. S. 138.
6) s. u. a. Zeitschrift des Preuß. Stat. Landesamts, 64. Jahrgang 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 84.
7) Žižek, F.: Grundriß der Statistik, S. 148 ff.
8) Žižek, F.: Die statistischen Mittelwerte, Leipzig 1908, S. 181.
9) Czuber, Emanuel: Die statistischen Forschungsmethoden, Wien 1921, S. 114.

Digitized by Google

Ehedauer und Heiratsalter. Es gibt also eine Fülle von Möglichkeiten, tiefer in die Beurteilung von Ehescheidungszahlen einzudringen.

II. Die tatsächliche amtliche statistische Bearbeitung der Ehescheidungen, insbesondere die statistische Bearbeitung der Ehescheidungen in Sachsen.

Die amtlichen statistischen Bearbeitungen der Ehescheidungen beschränken sich, entsprechend dem Aufgabenkreis einer amtlichen Statistik[1], in der Hauptsache auf die Aufstellung der absoluten Zahlen. Das Sächsische Statistische Landesamt veröffentlicht die Ergebnisse der Ehescheidungsstatistik zum Teil in seiner „Zeitschrift" und zum Teil im „Statistischen Jahrbuch für Sachsen". Im Jahrbuch finden sich seit 1904 regelmäßige Übersichten über die Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen von Ehen, nach Urteilsgründen unterschieden und zwar getrennt: 1. für die Urteile sächsischer Gerichte, die in Sachsen geschlossene Ehen betrafen, 2. für die Urteile nichtsächsischer Gerichte, die in Sachsen geschlossene Ehen betrafen und 3. für die Urteile sächsischer Gerichte, die außerhalb Sachsens geschlossene Ehen betrafen. Weiter werden die Ehescheidungen nach dem Orte der Eheschließung, nach Amtshauptmannschaften und bezirksfreien Städten, aufgeführt. Schließlich finden sich noch Tabellen über die Dauer der durch Scheidung oder Nichtigkeitserklärung gelösten Ehen, dabei werden folgende Gruppen gebildet: Ehedauer: unter 1 Jahr, 1—2 Jahre, 2—5 Jahre, 5—10 Jahre, 10—20 Jahre, über 20 Jahre. Ausführlichere Darstellungen werden für die ausgelöste Ehescheidungsstatistik in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts[2] gegeben, für die Scheidungen der Jahre 1904[3]—1907 von Paul Kollmann[4], seitdem von G. Lommatzsch[5] und zwar für die Jahre 1906—1910, 1911 bis 1915 und 1916—1920. Für die Jahre 1921—1923 ist in den „Kleineren Mitteilungen" im 70./71. Jahrgang 1924/1925, S. 185 eine kurze Zusammenstellung mit Unterscheidung der Gründe veröffentlicht. Die Tabellen, die den früheren Aufsätzen zu Grunde

1) s. Mayr, G. v.: Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Band, Theoretische Statistik, Freiburg i./B. und Leipzig 1895, S. 127, 2. Aufl. Tübingen 1914, S. 215 f.

2) Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts wird abgekürzt angegeben mit Sächs. St. L. A. Z.; bis zum 11. 7. 1905 (s. Sächs. St. L. A. Z. 51. Jahrgang 1905, S. 244) trug das Landesamt die Bezeichnung: K. Sächs. Statistisches Bureau.

3) s. vorn S. 8. 4) im 53. Jahrgang 1907, S. 178 ff.

5) 1906—1910 im 59. Jahrgang 1913, S. 260 ff.; 1911—1915 im 66./67. Jahrgang, 1920/21, S. 34 ff.; 1916—1920 im 69. Jahrgang 1923, S. 59 ff.

Digitized by Google

liegen, sind jedoch für die Jahre 1920—1924 bereits handschriftlich fertiggestellt, so daß sie im Landesamt eingesehen werden können. Charakteristisch für die sächsische statistische Bearbeitung der Ehescheidungen ist die eingehende Gliederung nach den Scheidungsgründen. Die Hauptübersicht umfaßt allein 83 Spalten[1]. Nicht nur die Paragraphen des Bürgerlichen Gesetzbuches werden zergliedert, sondern es wird auch genau festgestellt, ob alleinige Schuld des Mannes oder der Frau vorliegt, oder alleinige Schuld des betreffenden Ehegatten in Verbindung mit anderweiter Schuld desselben, oder 3. Schuld des betreffenden Ehegatten in Verbindung mit anderweiter Schuld desselben und Schuld des anderen Ehegatten und 4. ob Schuld des betreffenden Ehegatten vorliegt in Verbindung mit Schuld des anderen Ehegatten. Für die Kombination der Scheidungsgründe mit anderen Erhebungsmerkmalen wird ein auf 44[2], für 1916—1920 auf 22[3] Spalten zusammengedrängtes Schema benutzt. Die Ehescheidungsgründe werden kombiniert mit dem Beruf des geschiedenen Ehemannes, dem Alter des geschiedenes Ehemannes zur Zeit der Scheidung, dem Alter der geschiedenen Frau zur Zeit der Scheidung, dem Altersunterschied der geschiedenen Ehegatten, dem Glaubensbekenntnis der geschiedenen Ehegatten, der Staatsangehörigkeit des Mannes, der Dauer der geschiedenen Ehe und endlich der Kinderzahl der geschiedenen Ehegatten. Während in der ersten feingegliederten Übersicht der Ehescheidungsgründe die Angaben für die in Sachsen geschlossenen und gelösten Ehen, für in Sachsen geschlossene und außerhalb Sachsens gelöste Ehen und für außerhalb Sachsens geschlossene und in Sachsen geschiedene Ehen getrennt angeführt werden, liegen den Kombinationen der Gründe mit den erwähnten anderen Erhebungsmerkmalen die Summen der G- und H-Karten zu Grunde, d. h. die in Sachsen gelösten Ehen, seien sie nun innerhalb oder außerhalb Sachsens geschlossen. Am Schluß einiger Aufsätze[4] in der Zeitschrift wird außerdem eine Zusammenstellung der Urteile

1) D. h. 82 Sp. für die Gründe, eine für das Jahr der Ehelösung, s. dazu für 1904—1910 Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 262 f.; für 1911—1915 Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 34 f.; für 1916—1920 Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 60 f. nur 80 Sp., da für die Lebensnachstellung seitens der Frau zwei Sp. weggelassen wurden und für die Trunksucht des Mannes eine. Für 1904—1906 wurde ein 121-teiliges Schema benutzt, s. Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 201 ff.

2) s. für 1906—1910 Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 264 ff.; für 1911—1915 Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 36 ff.; seit 1911 werden die Zahlen für die einzelnen Kalenderjahre angegeben. Für 1905—1906 wurde ein 39-teiliges Schema benutzt, s. Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 204 ff., die Angaben der absoluten Zahlen beziehen sich auf die Einzeljahre 1905 und 1906.

3) Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 62 ff.

4) Für 1911—1915 s. Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 52, für 1916—1920 s. Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 69.

Digitized by Google

deutscher Gerichte nach den sächsischen Verwaltungsbezirken der Eheschließung gegeben mit Unterscheidung der Gründe analog dem Schema des Jahrbuches[1]. Für das Jahr 1905 und das Jahr 1906 wird im Jahrgang 1907 der Zeitschrift[2] noch das Altersverhältnis der geschiedenen Ehegatten zur Zeit der Eheschließung angegeben und zwar für in Sachsen oder anderen Bundesstaaten geschlossene Ehen, also für G-, H- und N-Karten zusammen.

Neben den absoluten Zahlen findet man in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamtes auch Gliederungs- und Beziehungszahlen, hauptsächlich für die Ehescheidungen der Jahre 1904—1910[3]. Die Ergebnisse der Volkszählungen der Jahre 1905 und 1910 und der Berufszählungen von 1895[4] und 1907 wurden zur Berechnung von Verhältniszahlen herangezogen.

Eine Erweiterung der sächsischen amtlichen Veröffentlichungen soll in der vorliegenden Arbeit geboten werden. Die Arbeit kann jedoch kein geschlossenes Bild der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 geben, denn es durften nur solche Auszählungen vorgenommen werden, die sich nicht mit den amtlichen deckten. Aufgabe der Arbeit soll darum nur die Untersuchung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 in bezug auf die Ehedauer und das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten sein.

Zunächst galt es zu wählen, welche Zählkarten der Auszählung zu Grunde gelegt werden sollten. Der Entscheid fiel zu gunsten der G- und N-Karten[5]. Damit ist allerdings eine Übereinstimmung der Summenzahlen mit denjenigen der amtlichen Kombinationen der Ehescheidungsgründe mit anderen Erhebungsmerkmalen ausgeschlossen worden, da ja diese veröffentlichten amtlichen Kombinationen, wie vorhin erwähnt wurde, auf den G- und H-Karten basieren[6]. Immerhin ist die Hauptmasse, die Ehescheidungen der G-Karten, in beiden Gruppierungen enthalten, so daß doch gewisse Vergleiche möglich sein werden.

Die Auszählung begann mit einer Gliederung der Ehescheidungen[7] nach der Dauer der Ehe und zwar nach einzelnen Ehedauerjahren[8]. Darauf wurden die Karten einmal nach dem Heiratsalter des Mannes gelegt und, nachdem die im folgenden ge-

---

1) s. vorn S. 21. 2) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 219.
3) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 185 ff. und Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 268 ff.
4) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 189.
5) s. vorn S. 12. 6) s. vorn S. 22.
7) Gemeint sind im folgenden mit dem Wort „Ehescheidungen" die Scheidungen und Nichtigkeitserklärungen der G- und N-Karten.
8) Amtlich werden die Ehescheidungen nach Gruppen von Ehedauerjahren ausgezählt, s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1921/23, S. 63, s. dazu vorn S. 21 und Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 66/67.

Digitized by Google

nannten Kombinationen vollzogen waren, nach dem Heiratsalter der Frau.

Die Kombination mit anderen Erhebungsmerkmalen wurde als dreifache vorgenommen. Im Kopf der Tabelle wurde die Ehedauer angegeben, in der Vorspalte das Heiratsalter des Mannes bezw. der Frau, untergeteilt nach den einzelnen Merkmalen. Diese ausgezählten Merkmale sind: Der Ort der Eheschließung, die Kinderzahl, der Altersunterschied der Ehegatten und der Beruf des Ehemannes. Zur Auszählung wurde das Strichelungsverfahren benutzt. Aus den dreifachen Kombinationen wurden dann die zweifachen abgeleitet, nämlich die Kombination der Dauer der Ehe mit den genannten Merkmalen und ferner die Kombination dieser Merkmale mit dem Heiratsalter des Mannes, bezw. der Frau. Bei der Kombination der Merkmale mit dem Heiratsalter der Frau kam die Gruppierung nach dem Beruf in Wegfall.

Nicht ausgezählt wurde eine Kombination der Dauer der Ehe und des Heiratsalters des geschiedenen Mannes oder der geschiedenen Frau mit dem Scheidungsgrund, da das Zählkartenmaterial nur unter dieser Bedingung vom Sächsischen Statistischen Landesamte zur Bearbeitung überlassen werden konnte. Außerdem wird ja eine eingehende Gliederung der Ehescheidungen nach dem Scheidungsgrund schon durch die amtlichen Veröffentlichungen gegeben[1]. Weiterhin ist zu bemerken, daß der im Urteil angegebene Grund vielfach nicht der wirkliche Grund der Scheidung sein wird. Diese Vermutung kehrt in zahlreichen Veröffentlichungen wieder, die sich mit einer Unterscheidung der Ehescheidungen nach dem Scheidungsgrund befassen[2]. Allerdings Zahlen lassen sich für diese Meinung nicht anführen, die Wertung der richterlichen Angabe der Scheidungsgründe wird stets dem Gefühl des Bearbeiters überlassen bleiben müssen.

Ebenfalls wurde das Religionsbekenntnis der Geschiedenen nicht ausgezählt. Der Grund dafür ist die Tatsache, daß auf den

1) s. vorn S. 21/22.

2) a. Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, a. a. O., S. 15.
b. Jaeckel, R.: „Der Ehebruch als Scheidungsgrund in der neueren Ehescheidungsstatistik" in „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik", III. Folge, 47. Bd., 1914, I, S. 376.
c. Kühnert, F.: „Die Ehescheidungsbewegung in Preußen in den Jahren 1895—1905" in der Zeitschrift des Kgl. Preuß. Statist. Landesamtes, 47. Jahrgang 1907, S. 67.
d. Mayr, Georg von: Moralstatistik, a. a. O., S. 244.
e. Schnapper-Arndt, G.: Sozialstatistik, Leipzig 1908, S. 498.
f. Wadler, A.: „Moralstatistik" in „Die Statistik in Deuschland", I, Ehrengabe für Georg v. Mayr, München und Berlin 1911, S. 658. Weitere Literaturangaben namentlich bei Mayr und Jaeckel.

Digitized by Google

sächsischen Ehescheidungskarten, wie es auch sonst meist der Fall ist, nur schlechthin nach dem Glaubensbekenntnis gefragt wird, ohne daß dabei ein Zeitpunkt angegeben wird[1]. Bei dieser allgemeinen Fragestellung ist es aber möglich, daß entweder das Glaubensbekenntnis bei der Eheschließung, oder dasjenige bei der Ehescheidung, oder das Glaubensbekenntnis für einen zwischen diesen Daten liegenden Zeitpunkt angegeben wird. Am aufschlußreichsten würde jedenfalls eine Angabe des Glaubensbekenntnisses sowohl zur Zeit der Eheschließung als auch zur Zeit der Scheidung sein. Erst hierdurch ließe sich nachweisen, ob Ehen zwischen Dissidenten an sich scheidungsgefährdeter sind, indem man sie trennt in solche, bei denen bereits zur Zeit der Eheschließung die Ehegatten Dissidenten waren und solche, bei denen eine kirchliche Trauung vollzogen worden war und bei denen der Kirchenaustritt vielleicht nur erfolgte, um frei zu werden von der kirchlichen Bindung, hauptsächlich wohl von der der katholischen Kirche. Für die Auslassung der Auszählung der Ehescheidungen nach dem Glaubensbekenntnis der geschiedenen Ehegatten sprach außerdem die am 1. 1. 1924 eingetretene Änderung in der Ausfüllung der Zählkarten[2], die die Möglichkeit eines verschiedenartigen Verhaltens bei der Beantwortung der Frage nach dem Glaubensbekenntnis nicht ausgeschlossen erscheinen ließ, um so mehr, da sogar bei den Angaben über den Ort der Eheschließung die Veränderung in der Ausfüllung der Zählkarten zu bemerken war[3]. Bei einem Fehlen der Angabe des Glaubensbekenntnisses in der Urteilsausfertigung kann z. B. der Standesbeamte geneigt sein, das Glaubensbekenntnis zur Zeit der Eheschließung einzutragen, während der Gerichtsschreiber vielleicht nach einer Akteneinsicht das Glaubensbekenntnis zur Zeit der Ehescheidung auf der Zählkarte vermerkt.

Weiter wurde auch die Staatsangehörigkeit des Mannes aus der Betrachtung ausgeschlossen, da ihr bloß untergeordnete Bedeutung zugemessen werden kann. In Sachsen und anderen deutschen Ländern wird nur Gewicht gelegt auf eine Angabe der Staatsangehörigkeit in folgender Weise: Ist der Mann Landesangehöriger, sonstiger Reichsdeutscher oder Reichsausländer? Eine Gliederung nach einzelnen deutschen Ländern findet in den Tabellen nicht statt[4].

1) Eine Ausnahme bilden Bayern und Thüringen; s. vorn S. 15.

2) s. vorn S. 8 ff. 3) s. später S. 70 f.

4) Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 66. Die Zählkarte selbst enthält keine Vorschrift über die Art der Ausfüllung der Staatsangehörigkeit. Für Preußen s. z. B. unter anderem Preußische Statistik, Band 282, S. 16*, für Bayern s. Frage der Zählkarte (Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamtes 1911, S. 465 und 1914, S. 340); anders Baden, besonders erwähnt bei Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 230.

Digitized by Google

Schließlich wurde auch keine Gliederung der Ehescheidungen nach dem Ort der Ehescheidung, nach den Landgerichten oder dem Oberlandesgericht vorgenommen, da dieser Ort sich nur nach rein formellrechtlichen, prozessualen Gesichtspunkten bestimmt[1].

Die durchgeführten Kombinationen sollen durch Berechnung von Verhältniszahlen, Mittelwerten und Korrelationen eingehender beleuchtet werden, als es in amtlichen Veröffentlichungen geschehen kann. Allerdings fehlen noch[2] die feiner gegliederten Ergebnisse der Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. Juni 1925, so daß sich keine Beziehungszahlen für die verheiratete Bevölkerung, z. B. nach ihrer Verteilung nach Berufen, aufstellen lassen.

Bevor jedoch in die Erörterung der Ergebnisse der Auszählungen eingetreten werden kann, ist es nötig, klarzustellen, welche Aufschlüsse überhaupt von einer Ehescheidungsstatistik erwartet werden können und welche nicht.

D. Die Bedeutung der Statistik der Ehescheidungen.

Wie bei allen statistischen Zahlen muß man auch bei den Zahlen der Ehescheidungsstatistik in ihrer Wertung Vorsicht walten lassen. Man kann von der Ehescheidungsstatistik nie mehr Aufschlüsse verlangen, als sie nach den ihr zu Grunde liegenden Tatsachen zu geben vermag. Wie eine Statistik der abgeurteilten Verbrechen und Vergehen nicht Aussagen machen kann über die tatsächliche Straffälligkeit einer Bevölkerung, so kann auch die Statistik der rechtskräftig gewordenen Scheidungen kein lückenloses Bild geben von der Zerrüttung des ehelichen Lebens innerhalb einer Volksgemeinschaft, von denjenigen tatsächlichen Ehelösungen, die nicht durch Tod eines Ehegatten eintreten. Auch eine Statistik, die alle der Aburteilung der Verfehler[3] vorhergehenden Stadien erfaßt, u. a. eine Statistik der angezeigten kriminalistischen Verfehlungen und entsprechend eine Justizstatistik der anhängig gewordenen Ehescheidungsprozesse[4] können nicht die wahre Kriminalität, „Verfehlichkeit“[5], und die wahre Scheidungshäufigkeit erkennen lassen. „Viele Ehen können moralisch erschüttert sein, ohne daß eine Anrufung des Gerichtes stattfindet, und das Maß dieser Anrufung steht nicht im bestimmten Verhältnis zur Verbreitung der tatsächlichen Eheerschütterung.[6]“ Die Ehescheidungszahlen sind so-

1) Zivilprozeßordnung vom 30. 1. 1877, §§ 12 ff. und 606 ff., in der Fassung vom 1. 6. 1924 (R. G. Bl. 1924, I, S. 437 ff.) ebenfalls §§ 12 ff. und §§ 606 ff.
2) im Oktober 1926.
3) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 422. 4) s. vorn S. 4.
5) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 405. 6) Ebd., S. 185.

Digitized by Google

gar in bezug auf die wirklichen, absichtlichen Ehelösungen im Vergleich zu den entsprechenden Zahlen der Kriminalstatistik als weniger sicher („men sicuro") zu betrachten, da bei den Ehescheidungen die Gerichtshilfe nur auf Parteiantrag eintritt, während bei der Feststellung der Verfehlichkeit noch in erheblichem Maße die von amtswegen eingreifende staatliche Verfolgung einsetzt[1]. Würde man eine Statistik der Verfehlichkeit und der Ehescheidungshäufigkeit auf den Anzeigen, bezw. Klageinreichungen, aufbauen, so muß man mit einer gewissen Zahl negativer Fälle rechnen, Anzeigen und Klagen, die nicht zur Beurteilung kommen, Anzeigen, die zu einem Freispruch führen, Ehescheidungsklagen, die abschlägig beschieden werden. Dagegen hat man es bei den rechtskräftig gewordenen Urteilen mit Fällen zu tun, deren gerichtliche Behandlung abgeschlossen ist, deren Zahl fest bestimmt ist, Fällen, bei denen nun auch mehr Merkmale erfaßbar sind, als sich aus den Anfangsstadien einer gerichtlichen Behandlung entnehmen lassen. Diese Vorteile überwiegen den Nachteil des durch eine Beschränkung auf die rechtskräftigen Urteile auf Scheidung, Nichtigkeit oder Aufhebung der ehelichen Gemeinschaft begrenzten Umfangs einer Statistik jener Ehelösungen, die nicht durch Tod eines Ehegatten erfolgen. Einen Aufschluß über die Zahl der tatsächlich gelösten Ehen, bei denen kein richterliches Urteil vorliegt oder vielleicht noch nicht vorliegt, und bei denen die Lösung nicht durch Tod eines Ehegatten eintrat, kann man von einer auf die rechtskräftigen Urteile beschränkten Ehescheidungsstatistik demnach nicht erwarten, sondern nur von Volkszählungsdaten über die „getrennt lebenden" Männer und Frauen, verbunden mit einer „negativen Verwendung der Angaben über die vorübergehend Abwesenden"[2]. Für Sachsen — anderwärts wurden ähnliche Auszählungen nur vereinzelt vorgenommen — sind auf diese Art bei der Volkszählung von 1910 21146 „formell verheiratete" Männer und 20728 „formell verheiratete Frauen ermittelt worden[3] und nur 5376 geschiedene Männer und 11863 geschiedene Frauen[4].

Wohl kann man annehmen, daß Ehen mit den schwerwiegendsten Störungen zur Scheidung kommen, aber bestimmte Anhaltspunkte lassen sich nicht dafür anführen, es hängt ja durchaus vom Willen wenigstens eines der beiden Ehegatten ab, ob wirklich die Ehescheidungsklage eingereicht wird, und weiter ist ja auch die

1) Bosco, Augusto: Divorzi e separazioni personali di coniugi, Annali di Statistica, Roma 1908, Serie IV, Nr. 94 bis, S. 21/22, s. auch Mayr, Moralstatistik, a. a. O., S. 185/186.

2) Sächs. St. L. A. Z. 1914, S. 82 ff. und Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches S. 44* f., s. auch vorn S. 3.

3) Sächs. St. L. A. Z. 1914, S. 82. 4) Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 192.

Digitized by Google

klagende Partei der richterlichen Erkenntnis unterworfen. Trotz der begrifflich und durch die angeführten Zahlen gezeigten verhältnismäßig engen Umgrenzung des Gebiets der Ehescheidungsstatistik darf doch die Bedeutung der Ehescheidungsstatistik nicht unterschätzt werden. Zwar wird die Bedeutung in Zeiten, in denen die nichterfaßten anormalen Lösungen im Verhältnis zur Gesamtzahl der Ehelösungen besonders stark zunehmen, eine geringere sein, als in jenen Zeiten und Gebieten, in denen keine solche Steigerung oder gar eine Senkung der Zahl derartiger Lösungen verzeichnet werden kann. Immerhin kann man annehmen, daß allgemeine Strömungen und verstärkte Neigungen zur Ehetrennung trotz aller freien Formen der Lösung auch zum Ausdruck kommen im Steigen und Fallen der Zahlen der Ehescheidungen, der rechtlichen Lösungen[1].

Die Wertung der Ehescheidungsstatistik kann von zweierlei Gesichtspunkten aus erfolgen, einmal von dem der Bevölkerungsstatistik aus und zum zweiten von dem moralstatistischen Gesichtspunkt aus. Von der Bedeutung der Ehescheidungen als Bestandteil der Geschäfte der Rechtspflege soll abgesehen werden, da ja die Arbeit sich nicht auf die Ehescheidungsstatistik als Teil der Justizstatistik aufbauen soll, sondern auf der ausgelösten Statistik der Ehescheidungen[2].

Bevölkerungsstatistisch kann man die Ehescheidungen zu den Erscheinungen der Bevölkerungsentfaltung[3] rechnen. Einwandfrei gibt eine fehlerlose Ehescheidungsstatistik die Zahl der Personen, die in einem bestimmten Zeitraum, z. B. einem Jahr, geschieden worden sind. Die Änderung des Familienstandes, die bedeutsam ist für die allgemeine Zusammensetzung der Bevölkerung nach dem Familienstand, kann fortlaufend nur in Form einer Bewegungsstatistik, d. h. durch eine Statistik der Ehescheidungen, erfaßt werden, da eine Volkszählung nur die Zahl der Geschiedenen in einem bestimmten Zeitpunkt gibt. Wichtig ist auch die Veränderung der Zahl und der Zusammensetzung der bestehenden Ehen, die durch die Ehescheidungen eintritt, insbesondere ist die Dauer der geschiedenen Ehen von bevölkerungsstatistischem Wert[4].

„Aber ungleich größer ist doch die Bedeutung zulänglicher Ermittlungen der Ehescheidungen für die Moralstatistik, für die ‚Statistik der Zustände und Erscheinungen des Sittenlebens'[5]! Weil

1) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 187/188. 2) s. vorn S. 5.
3) Mayr, G. v.: Statistik und Gesellschaftslehre, 2. Band, Bevölkerungsstatistik, 2. Auflage, Tübingen 1926, S. 235.
4) Fircks, A. v.: „Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik" in „Hand- und Lehrbuch der Staatswissenschaften", 1. Abteilung: Volkswirtschaftslehre, 6. Band, Leipzig 1898, S. 237.
5) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 1.

Digitized by Google

eben die Ehe als eine besonders feierlich und auf die Lebensdauer geschlossene Verbindung gilt, ... weil es infolgedessen als erste Aufgabe der Gatten anzusehen ist, daß sie gemeinsam aneinander in dem eingegangenen Bund unverbrüchlich festhalten und die mit ihm übernommenen Plichten gegeneinander getreulich erfüllen, so müssen auch Vorgänge, welche dahin führen, das Band vor dem Lebensziel zu zerschneiden, als beklagenswerte Übelstände aufgefaßt werden, müssen demnach als statistischer Beobachtungsgegenstand die Ehescheidungen dazu beitragen, die Einblicke in das sittliche Leben der Bevölkerung und seine Verirrungen zu erweitern[1]." Von ausgesprochenem moralstatistischen Wert ist, abgesehen von der Zahl der Ehescheidungen überhaupt, die Angabe des Scheidungsgrundes, allerdings nur unter den Vorbehalten, die bereits gegeben wurden[2]. Aber auch anderen Erhebungsmerkmalen, wie Alter, bezw. Altersunterschied der Ehegatten, Beruf, Konfession, etwaiger Kinderlosigkeit der Ehe, kann man gewisse moralstatistische Bedeutung beimessen, insbesondere, wenn man diese Merkmale mit den richterlichen Urteilsgründen kombiniert.

Jedoch die innersten Beweggründe, die Gründe der Störung des ehelichen Lebens, lassen sich statistisch nicht erfassen, da bleibt die Möglichkeit eines subjektiven Urteils, psychologische, soziologische, politische, ethische, wirtschaftliche Begründungen der Scheidungshäufigkeit können gegeben werden, schwerlich wird man aber auf solchen Wegen zu allgemein gültigen Aussagen kommen, da gerade bei der Ehescheidung, fast noch mehr als bei der Eheschließung, besonders viel Persönliches, Individuelles, mitspricht, das sich, seiner Natur nach, nicht auf allgemeine Formeln bringen läßt. Eine Statistik kann sich jedoch nur auf offen zu Tage tretende Merkmale aufbauen, wie auf das Alter der Ehegatten zur Zeit der Ehescheidung oder der Eheschließung, auf der Dauer der Ehe, auf dem gerichtlichtlichen Scheidungsgrund. Nur diese Zahlen können dann beweiskräftige Unterlagen vorstellen für weitere demographische, soziologische oder andere Spezialstudien. Man kann der Ehescheidungsstatistik also wie jeder materiellen Statistik den Wert eines Hilfsmittels[3] für weitere Wissensgebiete beimessen. In diesem Sinne sollen auch die im folgenden angeführten Ergebnisse als Wegweiser dienen, zur Beurteilung der Zusammensetzung der Scheidungen der Nachkriegsjahre 1920 bis 1924 nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

1) Kollmann in der Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 179.
2) s. vorn S. 24.
3) Žižek, Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 228, Statistik und andere Wissenschaften.

Digitized by Google

2. Abschnitt.

Ergebnisse.

A. Die Gesamtzahl der Ehescheidungen.

Wie die Erscheinungen der Bevölkerungsbewegung, Geburten, Eheschließungen und Sterbefälle, durch den Krieg in ihrem stetigen, gleichförmigen Gange gestört wurden, so auch die Ehescheidungen. Dabei weisen die Zahlen der Ehescheidungen die gleichen Züge der Entwicklung auf wie die Zahlen der Geburten und Eheschließungen[1]. Der Krieg wirkte hemmend, und in der Nachkriegszeit erscheinen bedeutend höhere Zahlen, als sie jeweils in der Vorkriegszeit in den gleichen Zeiträumen erreicht wurden.

In den Jahren 1920, 1921, 1922, 1923 und 1924 betrug die Zahl der Ehescheidungen und Nichtigkeitserklärungen von in Sachsen geschlossenen und durch sächsische Gerichte gelösten Ehen (G-Karten[2]) 2927, 3208, 2938, 2962, 2945, von in Sachsen geschlossenen und durch nichtsächsische Gerichte gelösten Ehen (N-Karten[2]) 465, 612, 574, 495, 366 und von Ehen, die außerhalb Sachsens geschlossen waren und durch sächsische Gerichte gelöst wurden (H-Karten[2]) 487, 573, 521, 501, 472.

Die Zahlen für die Jahre 1920—1923 sind bereits in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts veröffentlicht[3]. Die Unstimmigkeit bei den N-Karten des Jahres 1923 (495 statt 434) und infolgedessen auch bei der Summe der G- und N-Karten (3457 statt 3396) erklärt sich dadurch, daß aus der amtlichen Bearbeitung 61 Fälle ausgeschlossen wurden, bei denen die Scheidung der in Sachsen geschlossenen Ehen durch ausländische Gerichte ausgesprochen worden war. Diese Abweichung von der amtlichen Auszählung kehrt in allen folgenden Tabellen wieder. Grundsätzlich sei für sämtliche im folgenden angeführten Tabellen und Übersichten bemerkt, daß sie sich auf Sachsen beziehen, wenn

---

1) s. u. a. Burkhardt, F.: „Die Bevölkerungsentwicklung in Sachsen nach dem Kriege bis Mitte 1925" in der Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 7 ff. und S. 12 ff.

2) s. vorn Seite 9/10. 3) 70. und 71. Jahrgang 1924/25, S. 12.

Digitized by Google

keine Gebietsangabe gemacht worden ist. Die Zahlen ohne Quellenangabe beruhen auf persönlicher Auszählung oder Berechnung. Unstimmigkeiten zwischen den amtlichen und persönlichen Ermittlungen bei den Gliederungen der Summenzahlen nach einzelnen Erhebungsmerkmalen sind, falls nichts Besonderes bemerkt ist, auf Nachträge zurückzuführen, die nach Abschluß der amtlichen Bearbeitung vorgenommen wurden.

Die höchste Zahl der Ehescheidungen wurde im Jahre 1921 erreicht, 3820 nach den G- und N-Karten. Die bedeutende Steigerung in der Zahl der Ehescheidungen, die mit dem Jahre 1920 einsetzte, erkennt man durch den zeitlichen Vergleich mit den Gesamtzahlen der früheren Jahre (s. Übersicht 1).

Übersicht 1[1].

Die Ehescheidungen in Sachsen und im Deutschen Reiche in den Jahren 1913—1924.

Jahr	Ehescheidungen in Sachsen			im Deutschen Reich		
	absolut (G- und N-Karten)	auf 100 000 Einwohn.	auf 10 000 stehende Ehen	auf 100 000 Einwohn.	auf 100 000 Verheiratete	auf 10 000 stehende Ehen
1	2	3	4	5	6	7
1913	1995	40,6	20,7	26,6	73,6	15,9
1914	1820	37,2	18,6	26,2	72,5	.
1915	1123	23,0	11,4	15,9	44,3	.
1916	1089	21,6	11,1	15,5	43,6	.
1917	1073	22,3	11,1	17,7	50,3	.
1918	1357	28,5	14,2	20,6	58,6	.
1919	1887	38,7	20,1	35,0	99,7	21,0
1920	3392	68,5	35,0	60,1	.	34,8
1921	3820	77,0	37,7	63,7	.	35,5
1922	3512	70,1	33,6	59,7	.	32,1
1923	3457	69,5	32,1	55,0	.	28,8
1924	3311	68,5	30,2	57,8	.	.

1) Quellenangabe zu Übersicht 1:
I. zu Sp. 2: für 1913—1918 Statistisches Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/1920, S. 35, für 1919—1923 Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 12.
II. zu Sp. 3:
1913: Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich 1915, S. 41.
1914: „ „ „ „ „ „ 1916, S. 11.
1915: „ „ „ „ „ „ 1917, S. 14.
1916, 1917, 1918, 1919, Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. XXXII.

Digitized by Google

Vor dem Krieg stieg die Zahl der Ehescheidungen langsam an mit Ausnahme der Jahre 1905 und 1907[1]. Das Maximum wurde im Jahre 1913 mit 1995 Ehescheidungen erreicht. Mit dem Jahre 1914 setzt eine rückläufige Bewegung ein. Der niedrigste Stand ist bei dem Jahr 1917 mit 1073 Ehescheidungen verzeichnet, das ist nur etwas mehr als die Hälfte, genau 53,79%, der Zahl von 1913. 1918 und 1919 weisen Zahlen auf, die denen der früheren bezw. späteren Vorkriegsjahre entsprechen. Von der Zahl von 1919 auf die von 1920 ist aber ein Sprung von 1505 Fällen, d. h. ein Zunahme von 79,76% ihres Wertes im Jahre 1919. Die Zahl von 1920 beträgt rund 170% derjenigen von 1913.

1920, 1921 Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich 1923, S. 37.
1922, 1923 „ „ „ „ „ „ 1924/25, S. 51.
1924 „ „ „ „ „ „ 1926, S. 37.
Für die Berechnung wurden die gerichtlichen Ehelösungen der G- und H-Karten benutzt, für 1913, 1914, 1922 und 1923 nur die Ehescheidungen, sonst die Ehescheidungen und Nichtigkeitserklärungen, (in den Statistischen Jahrbüchern für das Deutsche Reich ist nämlich öfters die Summenzahl der Ehescheidungen und Nichtigkeitserklärungen für die Ehescheidungen allein angegeben).

III. zu Sp. 4:
Die Zahlen wurden berechnet analog dem Schema des Preußischen Statistischen Landesamts (s. Zeitschrift des Preuß. Stat. Landesamts 1924, 3. u. 4. Abteilung, S. 74). Als Anfangsbestand wurde das arithmetische Mittel aus den Zahlen der verheirateten männlichen und weiblichen Personen nach der Volkszählung vom 1. 12. 1910 genommen (s. Stat. Jahrbuch für das Königreich Sachsen 1913, S. 18 unter 13 A, Sp. 12 und 13). Für die Eheschließungszahlen s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 22; für die Ehelösungen durch Tod eines Ehegatten s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 72 und 1921/23, S. 63, für die Jahre 1922 und 1923 s. handschriftliche Tabellen des Statistischen Landesamts; für die gerichtlichen Ehelösungen für den Freistaat Sachsen (G- u. H- Karten entsprechend dem Volkszählungsbestand, der sich auf in Sachsen bestehende Ehen bezieht) s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1918/20, S. 72 und 1921/23, S. 63, für 1922 und 1923 s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 185. Nicht berücksichtigt wurden die Ergebnisse der Volkszählung vom 8. 10. 1919, da diese Zählung „keinen Anspruch auf Erfassung der Gesamtbevölkerung machen" darf (s. „Die Volkszählung vom 8. 10. 1919" in der Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 1). Auf den in dieser Weise für jedes Jahr berechneten Ehebestand wurden die in der Arbeit benutzten Ehescheidungen der G- und N-Karten bezogen (s. vorn S. 23 und Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 35 und Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 12).

IV. Zu Sp. 5, 6 und 7:
Für 1913—1919 s. Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches S. XXXIII und für 1920—1923 Band 316 der Statistik des Deutschen Reichs S. 19*. Alle Angaben sind auf den Gebietsstand des Deutschen Reiches im Jahre 1913 bezogen (s. Band 316, S. 20*). Für 1924 s. Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich 1926, S. 37.

1) s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 35.

Digitized by Google

Die Entwicklung der Reihe der G- und H-Karten[1] verläuft in der gleichen Weise.

Ebenfalls lassen die allgemeinen Scheidungsziffern der Spalte 3 dasselbe Bild erkennen. Ein Vergleich der sächsischen allgemeinen Scheidungsziffern mit denen des Reichs (Spalte 5 der Übersicht 1) zeigt, daß die allgemeinen Scheidungsziffern für Sachsen in allen angeführten Jahren um ein Beträchtliches höher sind als die des Deutschen Reiches im Ganzen.

Einen genaueren Eindruck von der Scheidungshäufigkeit, als er durch die allgemeinen Scheidungsziffern möglich ist, gibt die Beziehung der Ehescheidungen auf die stehenden Ehen bezw. die Verheirateten (Spalte 4, 6 und 7 der Übersicht 1). Insbesondere ist diese Rechnungsweise für die Kriegs- und Nachkriegszeit von Wichtigkeit, „weil sich durch den Tod vieler junger Ehemänner und durch die geringe Zahl der Eheschließungen während des Krieges das Verhältnis der Verheirateten (und damit der stehenden Ehen) zur Gesamtheit der Bevölkerung geändert hat"[2].

Auch die Ziffern der Spalte 4 der Übersicht 1 (S. 31) zeigen denselben Gang der Entwicklung wie die vorhergehenden bereits besprochenen Spalten. Bei den Jahren 1920—1923 sind auch hier die sächsichen Ziffern größer als die entsprechenden des Reichs (s. Spalte 7 der Übersicht 1), nur 1919 ist die Reichsziffer etwas höher als die sächsische. In den Nachkriegsjahren handelt es sich demnach nicht nur um ein absolutes Steigen der Zahlen der Ehescheidungen, sondern auch um ein relatives.

Zum leichteren Vergleich der Ab- und Zunahme der Ehescheidungshäufigkeit sind für Sachsen für beide Beziehungswerte (Spalte 3 und 4 der Übersicht 1) die gleichen Meßziffern, Indexziffern, gebildet worden, wie für das Reich in Band 276 und Band 316 der Statistik des Deutschen Reiches geschehen ist (s. Übersicht 2, nächste Seite).

Die sächsischen Ziffern sind stets kleinere als die des Reiches (Spalte 3 mit Spalte 5, Spalte 4 mit Spalte 6 bezw. Spalte 7 verglichen). Gegenüber dem Basisjahr 1913 ist demnach der Rückgang der Scheidungen in Sachsen ein größerer gewesen als im Reiche, andrerseits sind in den Nachkriegsjahren die Scheidungen in Sachsen nicht in demselben Maße gestiegen wie im Reich[3]. Die in den meisten Nachkriegsjahren im Vergleich mit den allgemeinen

---

1) für 1905—1909 s. Stat. Jahrbuch für das Königreich Sachsen 1912, S. 40; für 1910—1918 s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 72; für 1919—1923 s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 12.

2) Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. XXXIII.

3) Für 1919 s. dazu „Wirtschaft und Statistik" 1. Jahrgang, 1921, S. 340.

Digitized by Google

Scheidungsziffern geringere Steigung bei den Meßziffern in bezug auf die stehenden Ehen erklärt sich durch die ungewöhnlich große Zunahme der Zahl der Eheschließungen in diesen Jahren[1]. Bei dem Vergleich der Indexziffern für Sachsen und für das Reich darf aber die Bedeutung des Basisjahres nicht übersehen werden. 1913 verzeichnete man für Sachsen eine für Friedenszeiten besonders hohe Zahl von Scheidungen, 1995[2], d. i. eine Zunahme von 12,84% der Zahl des vorhergehenden Jahres, während seit 1908 die jährliche Zunahme nie über 6% des Wertes des Vorjahres betrug. Für das Reich stellt sich die entsprechende jährliche Zunahme der Ehescheidungen von 1912 auf 1913 auf 5,46%, in den Jahren 1905 bis 1912 bewegt sich die Zunahme der Scheidungen von Jahr zu Jahr

Übersicht 2[3]

Jahr:	Meßziffern					
	für Sachsen			für das Reich		
	für Scheidungen, die in Sachsen geschloss. Ehen betreffen. (G- u. N-K.)	Meßziffern bei Beziehung auf		Meßziffern bei Beziehung auf		
		die Bevölkerung	die stehenden Ehen	die Bevölkerung	die Verheirateten	die stehenden Ehen
1	2	3	4	5	6	7
1913	100	100	100	100	100	100
1914	91,23	91,6	89,7	98,5	98,5	.
1915	56,29	56,7	54,8	59,8	60,2	.
1916	54,59	53,2	53,6	58,3	59,2	.
1917	53,79	54,9	53,4	66,5	68,3	.
1918	68,02	70,2	68,4	77,4	79,6	.
1919	94,59	95,3	97,0	131,6	135,5	132
1920	170,03	168,7	168,8	215	.	219
1921	191,48	189,7	181,6	228	.	223
1922	176,04	172,7	161,9	214	.	202
1923	173,28	171,2	155,0	197	.	181
1924	165,97	168,5	145,8	217,3	.	.

1) s. u. a. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 22 und Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich 1924/25, S. 41. 2) s. vorn S. 32.

3) Quellenangabe zu Übersicht 2:

zu Sp. 5: Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. XXXIII für 1913—1919, für 1920—1923 Band 316 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 19*, für 1924 berechnet nach der Angabe des Stat. Jahrbuches für das Deutsche Reich, 1926, S. 37.

zu Sp. 6: Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. XXXIII.

zu Sp. 7: Band 316 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 19*.

Digitized by Google

zwischen 10,53% (1908/09) und 1,94% (1909/10)[1]. Ist die Basis aber für Sachsen verhältnismäßig hoch, so wird dadurch der Abfall im Kriege um so schärfer, aber das Ansteigen der Zahl der Scheidungen in den Nachkriegsjahren erscheint in verkleinerter, abgeschwächterer Weise. Einen weiteren Einfluß kann man der verschiedenen Berechnungsweise der stehenden Ehen, der Zahl der Verheirateten, zuschreiben. Bei den Berechnungen für das Reich wurde die Zahl der stehenden Ehen um das Mittel der im Ehescheidungsjahr und im Vorjahre geschlossenen Ehen verringert. „Der Grund hierfür ist, daß diese neugeschlossenen Ehen so gut wie gar keinen Anteil an der Ehescheidungszahl haben[2]." Dieser Abzug ist namentlich von Wichtigkeit für die Jahre 1919—1923 mit ihren außerordentlich hohen Eheschließungszahlen.

Vergleicht man die Scheidungshäufigkeit in Sachsen mit derjenigen anderer deutscher Länder[3], so sieht man, daß Sachsen, abgesehen von den großstädtischen Bezirken Berlin, Hamburg, Lübeck, Bremen, an der Spitze der deutschen Länder steht. In sämtlichen deutschen Ländern ist der gleiche allgemeine Zug der Entwicklung, Abfall im Krieg, außerordentliche Zunahme der Ehescheidungen in den Nachkriegsjahren, zu beobachten.

Ein Überblick über die Ehescheidungshäufigkeit, über die allgemeinen Ehescheidungsziffern, in einigen ausländischen Staaten wird in „Wirtschaft und Statistik" gegeben[4]. Man erkennt namentlich bei den am Krieg direkt beteiligten Staaten ein starkes Anwachsen der Ehescheidungshäufigkeit in den Nachkriegsjahren gegenüber dem Friedensjahr 1913. Die Zunahme der Ehescheidungen im Deutschen Reiche 1921 von 136% des Vorkriegsstandes wurde nur noch von England und Wales, Schottland und Belgien übertroffen.

Welches sind nun die Ursachen der in allen angeführten Ländern und Staaten beobachteten außerordentlichen Steigerung der Häufigkeit der Ehescheidungen in den Nachkriegsjahren?

Hat sich auch die individuelle sittliche Auffassung der Ehe in

---

1) Die absoluten Zahlen der Scheidungen wurden dem Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich entnommen: für 1905 J. 1907, S. 22, für 1906 J. 1908, S. 24, für 1907 J. 1909, S. 43, für 1908 J. 1910, S. 25, für 1909 J. 1911, S. 28, für 1910 J. 1912, S. 29, für 1911 J. 1913, S. 27, für 1912 J. 1914, S. 34, für 1913 J. 1915, S. 41.

2) Band 316 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 20* und „Wirtschaft und Statistik", 5. Jahrgang 1925, S. 410.

3) s. die Zusammenstellungen im Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich, wie sie aufgeführt sind in den Quellenangaben zu Übersicht 1, s. vorn S. 31/32, und insbesondere Band 276, S. XXXII und Band 316, S. 19* der Statistik des Deutschen Reiches.

4) Jahrgang 5, 1925, S. 411.

Digitized by Google

diesen Jahren so geändert? Spielen andere persönliche Anschauungen, ein gesteigerter Individualismus der Ehegatten, mit? Haben sich grundsätzlich die Ansichten der Richter verändert, werden die Gesetzesbestimmungen über Ehescheidungen jetzt weiter ausgelegt als in den Jahren vor dem Kriege? Oder sind es vielleicht allgemeine soziale Ursachen, wirtschaftliche Lage, wirtschaftlicher Notstand, Krisen, Arbeitslosigkeit, Wohnungsnot, politische Änderungen, Krieg und Revolution, die die gesteigerte Scheidungshäufigkeit in den Nachkriegsjahren hervorgerufen haben? Haben soziale Momente die Wirkung individueller Gründe, die in der Regel jederzeit wirksam sein können, verstärkt oder vermindert? Alle diese angeführten Ursachen können von Einfluß sein, die Tatsache jedoch, daß die gesteigerte Scheidungshäufigkeit namentlich in den am Krieg beteiligten Staaten beobachtet wurde, läßt vermuten, daß die Hauptursache für die gesteigerte Scheidungshäufigkeit im Krieg selbst zu suchen ist. Dem Krieg kann man dabei eine mittelbare und eine unmittelbare Wirkung auf die Ehescheidungshäufigkeit zuschreiben.

Die unmittelbaren Wirkungen des Krieges können einmal hemmend und zweitens für die Scheidungshäufigkeit fördernd sein. Als hemmende Wirkung wäre zu erwähnen, daß durch die durch den Krieg bedingte räumliche Trennung der Ehegatten[1] manche Handlungen, die als rechtliche Scheidungsgründe anerkannt sind, gar nicht vorgenommen werden konnten. Erinnert sei an den Grund der Mißhandlung, Lebensnachstellung, Trunksucht, Freiheitsstrafe, allgemeine Zerrüttung des ehelichen Lebens[2]. Auch ein bösliches Verlassen kommt bei räumlicher Trennung der Ehegatten in der Regel in Wegfall. Ebenfalls kann die Tatsache der Rentenunterstützung der Frau bezw. Witwe einen Beweggrund für das Absehen von einer Scheidung bilden. Schließlich ist als Scheidungshemmnis die rechtliche Vorschrift zu erwähnen, die bestimmt, daß das Verfahren gegen Kriegsteilnehmer suspendiert werden kann[3].

Die ehescheidungsfördernde Tendenz des Krieges dürfte in den meisten Fällen erst in den Nachkriegsjahren zum Ausbruch kommen, bezw. gekommen sein. Durch die lange Trennung ist ein Auseinanderleben der Ehegatten möglich gewesen, oder hat ein richtiges Zusammenleben, ein gegenseitiges Anpassen gar nicht

1) s. u. a. Wirtschaft und Statistik 1921, S. 339.

2) Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 59.

3) R. G. Bl. 1914, S. 328: Gesetz, betr. den Schutz der infolge des Krieges an Wahrnehmung ihrer Rechte behinderten Personen vom 4. 8. 1914, s. auch R. G. Bl. 1917, S. 113, S. 392 und S. 567. Diese Rechtsbestimmung ist auch erwähnt bei Joh. Müller: Deutsche Bevölkerungsstatistik, a. a. O., S. 132.

Digitized by Google

stattfinden können, wie z. B. bei vielen im Krieg unter Umständen sogar überhastet[1] geschlossenen Ehen. Die Frau hat im Kriege durch das Fernsein des Ehegatten eine größere Selbständigkeit erlangt, ein Ehebruch des Mannes oder der Frau wird vielleicht erst nach der Rückkehr des Mannes entdeckt. Die suspendierten Verfahren gegen Kriegsteilnehmer werden wieder aufgenommen. Die allgemeine Wandlung, die Lockerung der sittlichen Anschauungen, wie sie meist nach politisch bewegten Zeiten, wie einem Krieg, sich zeigt, wird gleichfalls von Einfluß sein[2]. Diese unmittelbaren Wirkungen des Krieges lassen sich jedoch zahlenmäßig nicht von den Wirkungen anderer Ursachen absondern, man kann nur im allgemeinen auf ihr Vorhandensein schließen, etwa durch eine größere Scheidungshäufigkeit der Ehen, die vor oder im Krieg geschlossen worden sind. Als Grund der Scheidung wird ja im Urteil nicht die Kriegswirkung angegeben, sondern jene Gründe, die gesetzlich zugelassen sind[3].

Mittelbar wirkt der Krieg in der Hauptsache nur hemmend auf die Ehescheidungshäufigkeit ein, einmal allgemein durch die durch ihn hervorgerufenen Veränderungen in der Zahl und Zusammensetzung der bestehenden Ehen[4] und zum zweiten im besonderen dadurch, daß infolge des Kriegstodes verheirateter Männer oder solcher, die im Krieg geheiratet hätten, Scheidungen ausfallen, die sonst stattgefunden hätten. Schließlich kann auch durch den Krieg nur eine vorübergehende Verhinderung der Ehescheidung eingetreten sein. Wie bei den Geburten und Eheschließungen, so kann man auch bei den Ehescheidungen annehmen, daß diese vorübergehende Verhinderung in den Jahren nach dem Krieg nachgeholt, ausgeglichen wird, bezw. wurde. Zahlen lassen sich jedoch dafür nicht angeben, da auf den Zählkarten in Deutschland *nur* der Tag der Rechtskraft der Scheidung[5] eingetragen wird und nicht, ob die Scheidung schon im Krieg beabsichtigt worden war. *Von* besonderer Bedeutung ist hier auch die Nachholung der im Krieg ausgefallenen Eheschließungen in den Nachkriegsjahren, so *daß* man bei den Ehescheidungen wegen der notwendigen mehr oder minder großen Zeitspanne zwischen Eheschließung und Ehe-

1) Wirtschaft und Statistik 1924, S. 387.

2) Oettingen, Alex. v.: Die Moralstatistik in ihrer Bedeutung für eine Sozialethik, Erlangen 1882, S. 151 ff.: Die periodische Frequenz der Ehescheidungen. Für den Einfluß politischer Ereignisse auf die Scheidungshäufigkeit vgl. auch Bertillon, M. Jacques: Etude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe" in den „Annales de démographie internationale", 6. Jahrgang, Paris 1882, S. 344/345.

3) s. vorn S. 2 und 24.

4) s. u. a. Wirtschaft und Statistik 1921, S. 339.

5) s. vorn S. 7 und 12/13.

Digitized by Google

scheidung zum Teil aus diesem Grund mit einer gegenüber der Nachholungszeit der Eheschließungen „verspäteten" Nachholung wird rechnen müssen.

Will man die nachholbaren Ehescheidungen, ihre Anzahl sei d, berechnen, so bleibt nur der Weg ihrer Feststellung als Differenz zwischen den einerseits in den Jahren 1914—1918 unter normalen Verhältnissen zu erwarten gewesenen Ehescheidungen, ihre Anzahl sei a, und andrerseits den Ehescheidungen, die nicht nachgeholt werden können infolge des Kriegstodes verheirateter Männer oder infolge des nicht nachholbaren Eheschließungsausfalles, ihre Anzahl sei b, und den tatsächlich stattgefundenen Ehescheidungen, die mit c bezeichnet werden sollen. d ist demnach durch die Gleichung bestimmt:

$$d = a - (b + c)$$

a läßt sich berechnen mit Hilfe der Fortschreibung der scheidungsfähigen Bevölkerung, d. h. der stehenden Ehen, und Anwendung von Ehescheidungswahrscheinlichkeiten, die für die Jahre vor dem Krieg bestimmt wären. Solche Berechnungen von Ehescheidungswahrscheinlichkeiten sind jedoch bis jetzt nur in vereinzelten Fällen für kleinere Beobachtungsgebiete möglich gewesen, „weil die erforderlichen Unterlagen für die Berechnung in die Generalstatistik der Bevölkerungsbewegung nicht einbezogen zu sein pflegen"[1]. Die einzigen deutschen Ehescheidungswahrscheinlichkeiten, nämlich die Ergebnisse der Boeckhschen Ehedauertafeln der 80er und 90er Jahre für Berlin[2], können wegen der zeitlichen und örtlichen Unstimmigkeit nicht benutzt werden für eine Berechnung der erwar-

1) s. Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 191.

2) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 14. Jahrgang, Statistik der Jahre 1886 und 1887, S. 30 ff.

Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 15. Jahrgang, Statistik des Jahres 1888, S. 21/25.

Boeckh, R.: Die Bevölkerungs- und Wohnungsaufnahme vom 1. Dez. 1885 in der Stadt Berlin, 2. Heft, Abteilung 2, Berlin 1891, S. 34, S. 50/52.

Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 24. Jahrgang, Statistik des Jahres 1897, S. 26/27.

Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 25. Jahrgang, Statistik des Jahres 1898, S. 37 ff.

Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, 26. Jahrgang. Statistik des Jahres 1899, S. 70—71.

Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, S. XI, auch abgedruckt im Bulletin de l'Institut International de Statistique, Band XI, I, St.-Pétersbourg 1899, S. 251.

Das Boeckhsche Muster der Ehedauertafel wurde für Frankreich angewendet von Huber, M. Michel: „Table de durée des mariages en France d'après le recensement de 1906, les décès et divorces de 1906 à 1909" im Bulletin de l'Institut International de Statistique, Tome XX, 2. Livraison, Vienne 1915, S. 258 ff.

Digitized by Google

tungsgemäßen Zahl von Ehescheidungen für Sachsen für die Jahre 1914—1918.

Will man trotz des Fehlens von Ehescheidungswahrscheinlichkeiten einen ungefähren Überschlag machen von den unter normalen Verhältnissen in den Jahren 1914—1918 zu erwarten gewesenen Scheidungen, so muß man zu einer weniger genauen Berechnungsweise greifen. Wenn man ausgeht von der durchschittlichen prozentualen jährlichen Zunahme der Ehescheidungen in den Jahren 1908—1913 und den gefundenen Prozentsatz für die Jahre 1913/14 bis 1917/18 anwendet, so erhält man als zu erwartende Zahl der Ehescheidungen (a):

1914	2 107
1915	2 225
1916	2 350
1917	2 482
1918	2 621
Summe:	11 785[1]

Die Zahl c, die Zahl der tatsächlich ausgesprochenen Scheidungen, ist bekannt (s. Übersicht 1, Seite 31), der gesamte Ausfall (a—c) beträgt danach für die Jahre 1914—1918:

1914	287
1915	1102
1916	1261
1917	1409
1918	1264
Summe:	5323

Nun bleibt noch festzustellen die Größe des Teiles des Ausfalls, der nicht nachgeholt werden kann, die Größe b. Die Zahlen der Ehelösungen durch Kriegstod des Ehemannes und der nicht nachholbare Eheschließungsausfall sind für Sachsen bekannt[2]. Für

1) Gang der Berechnung unter Benutzung der G- und N-Karten, wie sie angegeben sind im Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 35:

Zunahme	1908/1909	5,744%
	1909/1910	3,846%
	1910/1911	0,956%
	1911/1912	4,615%
	1912/1913	12,839%
		28,000% : 5 = 5,600%

2) Kriegstod des Ehemannes: s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1921/23, S. 71: Gestorbene deutsche Militärpersonen aus Sachsen, Tabelle B und D. Berücksichtigt werden muß bei diesen Fällen noch die Zivilsterblichkeit, der diese Männer ohne den Krieg in den Jahren 1914—1918 ausgesetzt gewesen wären.
Eheschließungsausfall: s. Burkhardt, F., in der Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 7.

Digitized by Google

die Bestimmung dieser nicht nachholbaren Ehescheidungen sind Ehescheidungswahrscheinlichkeiten als Ergebnisse von Ehedauertafeln aber nicht durch anderweitige Berechnungen ersetzbar. Somit läßt sich also die Größe b nicht feststellen und dadurch auch nicht die Zahl der Ehescheidungen, die nach dem Krieg nachgeholt werden konnten. Immerhin läßt die relative Kleinheit der Differenz der Summen (a—c) — rund 5300 — bereits erkennen, daß die hohen Ehescheidungszahlen der Nachkriegsjahre nur zum geringen Teil als Nachholung aufgefaßt werden dürften, der größere Teil der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924, ein Überschuß über die Größe d, über a—(b+c), dürfte als Steigerung der Ehescheidungshäufigkeit anzusehen sein[1]. Zum Teil kann diese gesteigerte Scheidungshäufgkeit wiederum die Folge sein von der in den Nachkriegsjahren gesteigerten Heiratshäufigkeit[2], da man erwarten könnte, daß unter sonst gleichen Verhältnissen bei Vergrößerung der Stammasse[3] der stehenden Ehen eine Vergrößerung der Fruchtmasse, der Ehescheidungen, eintritt. In späteren Jahren wird sich — ceteris paribus — auch der Geburtenausfall im Krieg und die Steigerung der Geburten in den Nachkriegsjahren wahrscheinlich bei der Ehescheidungshäufigkeit bemerkbar machen.

Die mittelbaren Wirkungen des Krieges auf die Ehescheidungshäufigkeit beschränken sich also nicht nur auf die Kriegszeit, sondern erstrecken sich auch auf die dem Krieg folgenden Jahre. Ebenso wie der nicht nachholbare Teil des Eheschließungsausfalles bis zum Jahre 1940[4] fühlbar bleiben wird, so wird sich dieser Ausfall, die Ehelösungen durch Kriegstod des Mannes und ähnlich auch der Geburtenausfall im Kriege, durch die Verringerung der Stammasse der stehenden Ehen namentlich auch bei den Ehescheidungen für längere Zeit, für Jahrzehnte, bemerkbar machen. Für die mittelbaren Wirkungen des Krieges ließen sich unter der Voraussetzung sonst gleicher Umstände Zahlen berechnen, wenn Ehescheidungswahrscheinlichkeiten für die letzten Vorkriegsjahre bekannt wären. Da dies jedoch nicht der Fall ist[5], so unterliegen die mittelbaren Wirkungen des Krieges, wie auch die unmittelbaren Wirkungen des Krieges und die anderen zur Deutung der gesteigerten Scheidungshäufigkeit nach dem Krieg heran-

---

1) Entsprechende Nachholungsberechnungen für die Eheschließungen s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 7/8.

2) Die gleiche Vermutung äußerte nach bayerischen Ergebnissen F. Burgdörfer in seinem Aufsatz: „Entwicklung der deutschen Bevölkerung seit dem Weltkrieg," im Allgemeinen Statistischen Archiv, 13. Band, 1921/22, S. 5, s. auch Zeitschrift des Bayr. Stat. Landesamts 1921, S. 614.

3) Winkler, W.: Die statistischen Verhältniszahlen, a. a. O., S. 13.

4) Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 7. 5) s. vorn S. 38.

Digitized by Google

gezogenen Ursachen, die sich nicht von den Kriegswirkungen ab sondern lassen, wie auch die Beurteilung des Zusammen- und Gegeneinanderwirkens der genannten Ursachen der subjektiven, gefühlsmäßigen Bewertung. Exakte Korrelationsrechnungen könnten wohl für einzelne Ursachen durchgeführt werden, sie scheitern jedoch daran, daß der mittelbare und unmittelbare Einfluß des Krieges sich zahlenmäßig nicht feststellen läßt.

Statistisch vermag man nur in einige Einzelheiten der den Ehescheidungen zu grunde liegenden persönlichen und ehelichen Verhältnisse einzudringen. Von besonderer Wichtigkeit ist hier für die Ehescheidungen der Nachkriegsjahre die Gliederung der geschiedenen Ehen nach ihrer Dauer. Hierdurch erfährt man, wenn auch nicht direkt, die Wirkungen des Krieges auf die Ehescheidungshäufigkeit, so doch zum wenigsten, ob es Vorkriegsehen, Kriegsehen oder Nachkriegsehen sind, die zu dem außerordentlichen Anwachsen der Zahl der Ehescheidungen in den Jahren 1920 bis 1924 in der Hauptsache beigetragen haben.

B. Die Ehescheidungen nach der Ehedauer.

Die rechtliche Dauer der Ehe wird bestimmt durch die zeitliche Differenz zwischen dem Tage der standesamtlichen Eheschließung und dem Tage des Eintritts der Rechtskraft des Scheidungsurteils oder der Nichtigkeitserklärung. Von der rechtlichen Dauer der Ehe ist zu trennen die tatsächliche Dauer der geschiedenen Ehe. Die tatsächliche Dauer der Ehe gibt die Zeit an, in der die Ehegatten tatsächlich zusammengelebt haben, sie wird bei geschiedenen Ehen in der Regel kürzer sein als die rechtliche, da man zu der Annahme berechtigt ist, daß die Ehegatten schon kürzere oder längere Zeit vor Eintritt der Rechtskraft des Scheidungsurteils getrennt gelebt haben. Bereits der Ehescheidungsprozeß kann sich über mehrere Monate, unter Umständen, wie bei dem Grund des böslichen Verlassens[1], über mehrere Jahre erstrecken. Die Dauer des Ehescheidungsprozesses ließe sich erfassen, wenn außer dem Datum der Rechtskraft der Scheidung[2] auch der Tag der Einreichung der Klage bei der ausgelösten Ehescheidungsstatistik erfragt würde. Zeitlich noch früher wird schließlich der Tag liegen, an dem das oder die Ereignisse und Verhältnisse eintraten, die zur Beschreitung des Rechtsweges führten. Gerade dies letzte Datum,

1) Vgl. dazu die Fristsetzungen des B. G. B. vom 18. 8. 1896, § 1567, Absatz 2; s. auch Wadler, A.: „Moralstatistik" in „Die Statistik in Deutschland", Ehrengabe für Georg v. Mayr, hrsg. von F. Zahn, München und Berlin 1911, I, S. 655.

2) s. dazu vorn S. 7.

Digitized by Google

welches sich an Hand der Akten vielleicht feststellen ließe, wäre von Bedeutung für die Kenntnis der wahren tatsächlichen Dauer der geschiedenen Ehe. Aber nicht nur hinsichlich des Endes der Ehe können rechtliche und tatsächliche Ehedauer voneinander abweichen, sondern auch der rechtliche Anfang der Ehe braucht nicht mit dem wirklichen Beginn übereinzustimmen. Bereits vor der standesamtlichen Eheschließung kann die Ehe als sogenannte „wilde Ehe" bestanden haben. Anhaltspunkte für diese Vermutung geben die Geburtsdaten von legitimierten vorehelichen Kindern[1].

So wertvoll Angaben der tatsächlichen Ehedauer wären, wird jedoch allgemein in der deutschen[2] und in der ausländischen[3] Ehescheidungsstatistik und so auch bei den sächsischen Zählkarten nur die rechtliche Dauer der geschiedenen Ehen erfaßt aus der Differenz der Daten der Rechtskraft der Scheidung und der standesamtlichen Eheschließung[4]. Man erhält also keinen Aufschluß über den Zeitpunkt der eigentlichen Beendigung der Ehe aus der Tatsache, daß z. B. eine Ehescheidung im Jahre 1920 rechtskräftig und damit statistisch erfaßt wurde. Die Bedeutung der Zahlen, die die Ehescheidungsstatistik über die Dauer der geschiedenen Ehen gibt, ist demnach eine beschränkte.

Jedoch sind die Angaben der rechtlichen Dauer der Ehe als solche, als in hohem Grade sicher und richtig anzusehen, da ja die betreffenden Daten gerichtlich festgestellt und überprüft werden. Auch die Vollständigkeit der Beantwortung dürfte auf keine Schwierigkeiten stoßen. So fehlten auf den sächsischen Zählkarten nur etwa für sechs Fälle jährlich in den Jahren 1920—1924 die Angaben des Eheschließungstages oder des Tages des Eintritts der Rechtskraft der Scheidung oder die Angabe beider Daten. Diese Fälle wurden bei der Auszählung aufgeteilt, so wie es bereits bei der amtlichen Bearbeitung geschehen war.

Die Gliederung der in den Jahren 1920—1924 geschiedenen, vor sächsischen Standesbeamten geschlossenen Ehen nach der Dauer der Ehe ist aus der Tabelle I in den Anlagen zu ersehen[5]. Eine Zusammenfassung der in Tabelle I nach Einzelehedauerjahren aufgeführten Ehescheidungen gibt in Prozentzahlen die folgende Übersicht 3, es sind Gruppen gebildet, die je 5 Dauerjahre umfassen.

Man erkennt auf den ersten Blick, daß Ehen von noch nicht 10jähriger Dauer in den Jahren 1920—1924 am häufigsten ge-

1) s. später S. 77.

2) s. Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4*.

3) Annuaire international de Statistique, Annexe aux tomes I—V (partie „Démographie"), La Haye 1921, S. 12.

4) s. S. 12/13. 5) Anlagen S. 2*/3*.

Digitized by Google

schieden wurden. Die Zahl dieser Ehen beläuft sich in allen fünf Jahren auf rund 60% der Gesamtzahl, d. h. schon in dieser 10-jährigen Gruppe ist der Zentralwert zu suchen. Während bei den Ehescheidungen der Jahre 1920 und 1921 das Maximum bei den Ehen von 5—10jähriger Dauer lag, verschiebt sich dasselbe für die Jahre 1922—1924 auf die Ehen, die noch nicht fünf Jahre bestanden haben.

Übersicht 3.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Ehedauer (Prozentzahlen).

Dauer der Ehe in Jahren	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
bis 5 Jahre	27,30	27,10	30,45	35,38	37,09
über 5 bis 10 „	32,48	29,97	27,87	23,12	22,93
„ 10 „ 15 „	18,52	19,14	18,05	17,19	15,86
„ 15 „ 20 „	11,79	11,10	11,44	11,04	9,96
„ 20 „ 25 „	6,25	7,93	6,72	6,97	7,01
„ 25 „ 30 „	2,41	2,83	3,39	3,90	4,78
„ 30 „ 35 „	0,86	1,20	1,25	1,67	1,50
„ 35 „ 40 „	0,33	0,47	0,59	0,52	0,63
„ 40 „ 45 „	0,06	0,26	0,12	0,21	0,21
„ 45 „ 50 „	—	—	0,09	—	0,03
56 Jahre	—	—	0,03	—	—
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

In Preußen stellt sich für die Jahre 1919/22 die Gliederung der Ehescheidungen nach der Dauer wie folgt[1]:

Dauer der Ehe	%
bis 5 Jahre	24,2
über 5—10 „	31,8
„ 10—15 „	21,3
„ 15—20 „	12,4
„ 20—25 „	6,3
„ 25 „	4,0
zusammen	100,0.

Das heißt, es wurden in Preußen verhältnismäßig weniger Ehen in den ersten fünf Dauerjahren geschieden, dafür mehr in den sämtlichen folgenden Dauerjahren, als es in Sachsen der Fall war.

1) Zeitschrift des Preuß. Stat. Landesamts 1924, 3. u. 4. Abt., S. 81.

Digitized by Google

Übersicht 4 zeigt zum Vergleich die Gliederung der in den Jahren 1910—1913 in Sachsen geschiedenen Ehen. Die Prozentzahlen für die ersten fünf Dauerjahre sind in den Vorkriegsjahren mit Ausnahme des Jahres 1910 niedriger, ebenso 1910 und 1911 die Zahlen für die nächsten fünf Ehejahre als die entsprechenden Zahlen der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924.

Übersicht 4[1].
Die Ehescheidungen der Jahre 1910—1913 nach der Ehedauer (Prozentzahlen).
(G- und H-Karten.)

Dauer der Ehe in Jahren	Ehescheidungen der Jahre			
	1910	1911	1912	1913
1	2	3	4	5
bis 5 Jahre	27,62	26,37	26,28	25,97
5 „ 10 „	28,83	29,11	30,67	30,33
10 „ 20 „	32,27	32,50	31,19	32,29
über 20 „	11,28	12,02	11,86	11,41
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00

Betrachtet man die Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach Einzelehedauerjahren, so findet man nach Tabelle I[2] die höchste absolute Zahl für 1920 bei einer Dauer von 4—5 Jahren, 1921 bei einer Dauer von 3—4 Jahren, 1922 bereits für Ehen, die erst volle zwei Jahre gedauert haben, 1923 und 1924 wiederum bei einer Dauer von 3—4 Jahren. Die höchste Zahl wird 1923 mit 442 Fällen erreicht, das sind 12,79% sämtlicher Scheidungen des Jahres 1923. Im 3., 4. und 5. Ehedauerjahr scheint demnach die Gefahr der Scheidung am größten zu sein. In den dem Maximum folgenden Ehedauerjahren sinkt die Scheidungshäufigkeit beständig, abgesehen von verhältnismäßig geringen Abweichungen. Immerhin sind doch die Fälle zahlreich, bei denen noch nach der silbernen Hochzeit eine Ehescheidung eintritt. Selbst bei einer Ehedauer von über 40 Jahren finden sich in den Jahren 1921—1924 je 7—10 Fälle. Eine Ehe wurde sogar nach einer Dauer von 56 Jahren geschieden.

Dieselbe Gliederung der Ehescheidungen nach der Dauer der Ehe wurde auch für die Ehescheidungen der G-Karten und der

1) Die absoluten Zahlen finden sich im Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1918/20, S. 72. 2) Anlagen S. 2*/3*.

Digitized by Google

N-Karten getrennt vorgenommen[1]. Es stellte sich heraus, daß bei den G-Karten, jenen Ehescheidungen, die in Sachsen geschlossene und durch sächsische Gerichte gelöste Ehen betreffen, die Prozentzahlen für die Ehen, die nur weniger als 5 bezw. 7 Jahre gedauert haben, höher sind als die entsprechenden Gliederungszahlen der Tabelle I[2] für die Summe der G- und N-Karten. Die in Sachsen geschlossenen, aber durch nichtsächsische Gerichte gelösten Ehen, die Ehescheidungen der N-Karten, beziehen sich dafür verhältnismäßig mehr auf Ehen, die die ersten Ehejahre schon überdauert haben. Namentlich bei den Jahren 1921—1924 tritt dies deutlicher hervor.

Die mittlere Ehedauer, berechnet als Summe der Produkte aus der Anzahl der geschiedenen Ehen und dem um ein halbes Jahr vermehrten jeweils entsprechenden Ehedauerjahr, dividiert durch die Anzahl aller Fälle, beträgt bei Benutzung der Zahlen der Tabelle I[2].

für	die	Ehescheidungen	des	Jahres	1920	10,04	Jahre
„	„	„	„	„	1921	10,53	„
„	„	„	„	„	1922	10,33	„
„	„	„	„	„	1923	10,24	„
„	„	„	„	„	1924	10,05	„

Die Steigung von 1920 auf 1921 vermindert sich bis fast zum Betrag für die Ehescheidungen des Jahres 1920 in den Jahren 1922—1924.

Einen klareren Überblick als das Zahlenbild der Tabellen bietet eine graphische Darstellung[3] der Gliederungszahlen der Tabelle I. Die Zeichnung, die bis zu den Zahlen für das 31. Ehedauerjahr durchgeführt wurde, läßt deutlich den raschen Anstieg der Ehescheidungszahlen für die ersten Ehedauerjahre und den mehr oder minder langsamen Abfall in den späteren Dauerjahren erkennen. Die Kurven sämtlicher Jahre können im allgemeinen als linksseitig asymmetrisch bezeichnet werden[4], die Kurven für die Jahre 1922—1924 noch in stärkerem Maße als diejenigen für die Jahre 1920 und 1921. Auffällig ist die Einsenkung der Kurven von 1920, 1921 und 1922 im 6. Dauerjahr. Geht man zurück auf die dem Dauerjahr entsprechenden Eheschließungskalenderjahre, so sieht man, daß diese Einsenkung der Kurven bei Kriegsehen stattfindet. Der Einbuchtung der Kurven von 1923 bei sieben vollen Ehejahren und der von 1924 bei neun vollen Ehejahren entsprechen ebenfalls Eheschließungen der Kriegsjahre.

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Tabelle 2 und 3. 2) Anlagen S. 2*/3*.
3) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Graphische Darstellung I.
4) Czuber, Emanuel: Die statistischen Forschungsmethoden, Wien 1921, S. 50.

Digitized by Google

Falls, wie es bei diesen Kriegsehen den Anschein hat, die Größe der Fruchtmasse, die Zahl der Ehescheidungen, der Größe Stammasse, der Zahl der Eheschließungen, proportional ist, können die hohen Zahlen der nach kurzer Dauer in den Jahren 1920—1924 geschiedenen Ehen, eine Folge sein von den hohen Eheschließungszahlen der Nachkriegsjahre. Die Behauptung, daß junge Ehen am stärksten scheidungsgefährdet sind, wie man sie aus den absoluten Zahlen herauslesen könnte, kann von der Wirklichkeit Lügen gestraft werden. Die Größe der dem Ehedauerjahr entsprechenden Stammasse, die Größe der Ursprungsmasse, ist von Bedeutung. Man müßte den Bestand an Ehen, gegliedert nach Ehedauerjahren, kennen, um Schlüsse über die Festigkeit der Ehen nach ihrer Dauer ziehen zu können. Volkszählungen, wie sie Boeckh seinen Untersuchungen zugrunde legte[1], könnten Aufschluß geben über die Zusammensetzung der Ehen nach der Dauer. Doch da für die Jahre 1920—1924 dieser Maßstab fehlt[2], soll versucht werden mit Hilfe der Eheschließungen, deren Wahl als Vergleichsmasse bei sächsischem Material durch das Vorhandensein der N-Karten besonders nahe liegt, doch Zusammenhänge zwischen den angeführten Stamm- und Fruchtmassen aufzudecken. Man kann sich ja den Bestand an Ehen zu einem bestimmten Zeitpunkt als Fortschreibung der Eheschließungsmassen der einzelnen Kalenderjahre denken unter Abzug der Ehelösungen durch Tod oder durch Scheidung. Wie in anderen deutschen Ländern[3] werden in Sachsen die Ehelösungen nach Gruppen von Ehedauerjahren ausgezählt. Da aber Einzeldauerjahre bei der sächsischen amtlichen Bearbeitung nicht berücksichtigt werden konnten, und das Sterbebogenmaterial im Statistischen Landesamte für die Jahre bis einschließlich 1922, die Zählkarten der Ehescheidungen bis einschließlich 1919 nicht mehr zur Verfügung standen, mußten die Ehelösungen unbeachtet bleiben. Während das Statistische Reichsamt die Ehescheidungen der Jahre 1919—1922 mit den gleichzeitigen Eheschließungen vergleicht[4], und das Preußische Statistische Landesamt, trotzdem es die Messung der Scheidungen an den Eheschließungen als statistisch nicht einwandfrei ablehnt, Scheidungsziffern unter Benutzung der Eheschließungen im Mittel der Gesamtzeit 1905/1922 berechnet[5], sollen im folgenden weder gleichzeitige Eheschließungen,

1) Boeckh, R.: Die Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—94, und unter demselben Titel verkürzt im Bulletin de l'Institut International de Statistique, Tome XI, St.-Pétersbourg, 1899, 2. Teil, S. 251 ff. 2) s. vorn S. 17, Anmerkung 8.

S. 3) s. Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 30*.

4) Wirtschaft und Statistik, 1924, S. 387.

5) Zeitschrift des Preuß. Statist. Landesamts, 1924, 3. und 4. Abteilung, 72 und 83.

Digitized by Google

noch ein Mittel von Eheschließungen benutzt werden, sondern nur immer jeweils diejenigen Eheschließungszahlen, die dem betreffenden Dauerjahr der geschiedenen Ehen entsprechen. Daß ein Vergleich mit gleichzeitigen Eheschließungen zu verkehrten Schlüssen führen kann, liegt auf der Hand[1]. Eine gewisse Zeit muß die Ehe auf jeden Fall bestehen, bevor sie geschieden werden kann. Und auch die preußische Vergleichsmethode gibt ein falsches Bild[2]. Es sei nur aufmerksam gemacht auf die Ziffern, die sich auf die Kriegs- und Nachkriegsjahre beziehen, besonders stark tritt u. a. der Fehler in Erscheinung bei Spalte 3, bei Ehen von 2—3 jähriger Dauer, deren Scheidung im Jahre 1922 und deren Eheschließung 1919/20 stattfand. Statt 15,27‰ ergibt eine Beziehung auf die Eheschließungen 1919/20 nur rund 7‰.

In der graphischen Darstellung A[3], die nur als Hilfsmittel zur Erläuterung der graphischen Darstellung B[4] dienen soll, sind zunächst die absoluten Zahlen der Eheschließungen eingetragen worden[5] (ooooo-Linie, in Kursivschrift angegebener Ordinatenmaßstab). Für die übrigen Linien, einschließlich der mit +++++ bezeichneten Linie wurde für die Ordinate ein anderer Maßstab gewählt (in Antiqua gesetzte Zahlen). Die Abszisseneinteilung ist für sämtliche Kurven, auch für die mit ooooo markierte Kurve, die gleiche. Die 5 in verschiedener Weise gestrichelten und punktierten Linien geben die absoluten Zahlen der Ehescheidungen nach Einzelehedauerjahren an[6], sie sind sozusagen rückwärts eingezeichnet worden, z. B. die Linie für 1920 beginnt zwischen 1919 und 1920 mit der Zahl der geschiedenen Ehen, die noch kein volles Jahr bestanden haben, und setzt sich nach links fort. Die Ehescheidungszahlen sind durchweg im Verhältnis zu der mit ooooo versehenen Linie der Eheschließungen um einen halben Abschnitt versetzt eingezeichnet worden, um der Tatsache gerecht zu werden, daß für ein Ehedauerjahr zwei Eheschließungskalenderjahre in Betracht kommen. Hauptsächlich wegen der Kleinheit der Zahlen und der durch die Nichtbeobachtung der Höhe der Sterblichkeit hervorgerufenen wachsenden Ungenauigkeit wurde die Zeichnung bei dem Jahre 1900 abgebrochen. Aus dem Diagramm ist sofort zu ersehen, daß die Linien der Ehescheidungen durchaus nicht parallel zu derjenigen der Eheschließungen verlaufen. Zwar zeigt sich deutlich bei den Ehescheidungen der Jahre 1922, 1924 und besonders 1923 eine

1) s. dazu vorn S. 18 und Anmerkung 3 auf Seite 18.
2) Zeitschrift der Preuß. Stat. Landesamts 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 83.
3) Anlagen S. 13*. 4) Anlagen S. 14*.
5) für 1900—1923 s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 22, für 1924 s. handschriftliche Tabelle im Sächsischen Statistischen Landesamt.
6) Entnommen der Tabelle I, Anlagen S. 2*/3*.

Digitized by Google

den Eheschließungen der Nachkriegszeit entsprechende Spitze, dafür erkennt man bei diesen Jahren eine Einsenkung in den Kriegsjahren 1914/15 bezw. 1915/16. Anders gestalten sich die Linien für die Ehescheidungen der Jahre 1920 und 1921. Wohl steigen auch diese Linien zunächst stark an, sie erreichen jedoch ihren Höhepunkt bei den den Kriegsjahren entsprechenden Dauerjahren. Man könnte demnach annehmen, daß es namentlich Kriegsehen sind, die in den Jahren 1920 und 1921 zur Scheidung kamen, oder aber sollte dieses Maximum der Linien für die Ehescheidungen der Jahre 1920 und 1921 die einfache Folge davon sein, daß diese geschiedenen Ehen gerade 1920 und 1921 das 3. bezw. 4. Ehejahr vollendet hatten? Immerhin dürfte sich aus der im Verhältnis zu den Eheschließungen bedeutenden Höhe der Linien für die Ehescheidungen der Jahre 1920 und 1921 schließen lassen, daß zu der hohen Zahl der Ehescheidungen in den Jahren 1920 und 1921 hauptsächlich Kriegsehen beigetragen haben. Für die Vorkriegsehen senken sich die Linien der Ehescheidungen. Während die Linie der Ehescheidungen von 1921 die von 1920 des öfteren schneidet, kommt dies kaum vor bei denen der anderen Ehescheidungsjahre. Je später die Scheidung ausgesprochen wurde, desto tiefer liegt die Linie.

Die bereits nach dieser Hilfszeichnung anzunehmende hohe Scheidungshäufigkeit der im Krieg geschlossenen Ehen wird deutlicher erkennbar, wenn man die Ehescheidungszahlen der einzelnen Ehedauerjahre auf 10 000 entsprechende Eheschließungen bezieht. Die Kurve der Eheschließungen wird dadurch zu einer Parallelen zur Abszissenachse gemacht. Für die Berechnung der Beziehungszahlen wurden nicht die absoluten Zahlen der Eheschließungen der einzelnen Kalenderjahre[1] verwendet, sondern es wurden die arithmetischen Mittel aus den Zahlen der Eheschließungen von je zwei aufeinanderfolgenden Kalenderjahren benutzt. Die errechneten Scheidungsziffern, auf die sich die graphische Darstellung B[2] aufbaut, sind in Spalte 18 der Tabelle V[3] und in Spalte 22 der Tabelle VI[4] in Promille angeführt. Die Zeichnung ergibt durch die veränderte Lage der Höhepunkte der Kurven ein vollkommen von der graphischen Darstellung A[5] abweichendes Bild. Die Kulmination der Nachkriegsjahre ist verschwunden, das Maximum sämtlicher Kurven liegt in den Kriegsjahren 1915—1918, das heißt, die Bemerkung von Burkhardt bestätigt sich, „daß die Zunahme der Ehescheidungen nach dem Kriege in der Hauptsache zu Lasten der

1) s. vorn S. 47, Anmerkung 5. 2) Anlagen S. 14*.
3) Anlagen S. 10*, s. auch später S. 66, Anmerkung 2.
4) Anlagen S. 11*, s. auch später S. 66, Anmerkung 2.
5) Anlagen S. 13*.

Digitized by Google

während des Krieges geschlossenen Ehen zu buchen ist"[1]. Die graphische Darstellung B[2] „deutet" auch „darauf hin, daß die nach dem Krieg geschlossenen Ehen entgegen gewissen Vorurteilen doch verhältnismäßig fest sind"[3]. Auffallend ist, daß abgesehen von der mehrfachen Kreuzung der Linien für die Ehescheidungen der Jahre 1920 und 1921, die in der graphischen Darstellung A[4] gemachte Beobachtung sich wiederholt: je später das Scheidungskalenderjahr, desto tiefer die Linie. Die mit +++++ bezeichnete mittlere Kurve deckt sich fast mit der für die Ehescheidungen des Jahres 1922. Sollte die Tatsache des Untereinanderliegens der Kurven hervorgerufen sein durch das Außerachtlassen der Ehelösungen durch Tod oder durch Scheidung der dem betreffenden Scheidungskalenderjahr vorausgehenden Jahre? Man sieht, auch die graphische Darstellung B gibt keinen restlos befriedigenden Einblick. Erst in einer Ehedauertafel ist „die schärfste und weitestgehende wissenschaftliche Messungsart der Scheidungshäufigkeit gegeben"[5].

Da, wie schon gesagt wurde, für Deutschland und somit auch für Sachsen Volkszählungsergebnisse für die erste Nachkriegszeit nicht vorhanden sind[6], konnte die Aufstellung von Ehedauertafeln nur nach der direkten oder Hermannschen Methode erfolgen[7].

Der Nachteil der Hermannschen Methode, die jahrzehntelange Dauer der Beobachtung, kommt insofern in Wegfall, als ja für die vorliegende Arbeit nur das Material von höchstens fünf Jahren zur Verfügung steht. Die Fehlermöglichkeit, die durch die Wanderungen hervorgerufen werden kann[8], wirkt sich bei Berechnung von Ehedauertafeln nach sächsischen statistischen Unterlagen nur bei den Sterbefällen aus. Die sächsische Ehescheidungsstatistik erfaßt ja als einzige der deutschen Landesstatistiken sämtliche Ehescheidungen, die im Land, d. h. hier in Sachsen geschlossene Ehen betreffen[9]. Dagegen besteht für die Sterbefallstatistik in Deutschland nicht die für die Ehescheidungsstatistik so wichtige Rechtsbestimmung, daß das Standesamt der Eheschließung von der Ehelösung benachrichtigt werden muß[10]. Diese Rechtsvorschrift kann auch nicht voll ersetzt werden durch die

---

1) Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 11 unten. 2) Anlagen S. 14*.
3) Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 11 unten. 4) Anlagen S. 13*.
5) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 191.
6) s. vorn S. 17, Anmerkung 8. 7) s. vorn S. 19—20.
8) s. Mayr, G: Die Gesetzmäßigkeit im Gesellschaftsleben, a. a. O., S. 305.
9) s. vorn S. 12.
10) s. u. a. auch Mayr, G. v.: „Zur Systematik der Bevölkerungsstatistik" im Allgemeinen Statistischen Archiv, 13. Band, 1920/21, S. 90.

Digitized by Google

vereinzelt in Deutschland verlangte Angabe des Ortes der Eheschließung auf dem Sterbebogen[1].

Berechnet wurden nicht allgemeine Ehelösungshäufigkeiten, sondern nur spezielle Scheidungshäufigkeiten.

Als absolute, amtlich oder persönlich ermittelte, Zahlen wurden benutzt:

1. Die Zahl der Eheschließungen in den Jahren 1920—23[2],
2. die Zahl der Sterbefälle in den Jahren 1923 und 1924,
3. die Zahl der Ehescheidungen in den Jahren 1920—24,

dabei von 2 und 3 nur jene Ehelösungen, bei denen die Eheschließung in den Jahren 1920—1923 erfolgte. Sowohl die Sterbefälle als auch die Ehescheidungen wurden ausgezählt nach dem Ehedauerjahr, kombiniert mit dem Kalenderjahr der Eheschließung. Bei den Ehescheidungen wurden sowohl die G- und N-Karten herangezogen, um den Zusammenhang mit den Eheschließungen zu wahren, als auch die G- und H-Karten, die sich wie die Sterbefälle auf in Sachsen bestehende Ehen beziehen. Die Zählung der Sterbefälle mußte für die Großstädte Chemnitz, Dresden und Leipzig auf den betreffenden städtischen statistischen Ämtern vorgenommen werden[3]. Für das übrige Land Sachsen wurden die im statistischen Landesamte gesammelten Sterbebogen benutzt. Für die genannten drei Städte war das Sterbekartenmaterial für die Jahre 1920—1924 noch vollständig vorhanden, für das übrige Land Sachsen konnten jedoch im Statistischen Landesamte nur noch die Sterbebogen der Jahre 1923 und 1924 zur Verfügung gestellt werden. Wohl sind für 1920 und 1921 für ganz Sachsen die Ehelösungen durch Tod eines Ehegatten nach Ehedauerjahren bezw. Gruppen von Ehedauerjahren veröffentlicht[4] und für 1922 handschriftlich im Landesamte niedergelegt, jedoch wurde in Sachsen wie in andern deutschen Ländern nicht die für die Ehedauertafel nötige Kombination mit dem Eheschließungskalenderjahr vorgenommen. Diese mußte für die Sterbefälle der Jahre 1920—1922 für das um die drei Städte Chemnitz, Dresden und Leipzig verminderte Sachsen durch künstliche Berechnung, durch Interpolation, geschehen. Für das erste und zweite Ehedauerjahr, bei denen nur eine einfache Teilung der festgestellten amtlichen Zahlen notwendig war, wurde das arithmetische Mittel aus der prozentualen Verteilung der Sterbefälle in den entsprechenden Dauerjahren bei den Sterbefällen

---

1) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 3*.

2) s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 22.

3) s. dazu Böhmert, V.: Das Königlich Sächsische Statistische Bureau von 1875—1890, ein Verwaltungsbericht, in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Bureaus 1890, S. 40.

4) Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1921/23, S. 63.

Digitized by Google

der Jahre 1923 und 1924 gewählt. Dieser Weg ließ sich jedoch nicht beschreiten für die Interpolation der Gruppe der Ehedauer von 2—5 Jahren, die für das 3. Dauerjahr der 1920 geschlossenen Ehen in Betracht kam. Hier wurde mit Hilfe der Zahl der Eheschließungen interpoliert. Es sei noch bemerkt, daß außerdem versucht wurde, auch noch für die im Jahre 1919 geschlossenen Ehen eine Ehedauertafel aufzustellen, doch mußte auf die Durchführung verzichtet werden, da sich die Interpolation der entsprechenden Sterbefälle durch den störenden Einfluß der Ehelösungen durch Kriegstod des Mannes zu unsicher gestaltete.

Die Ehedauertafel für die im Jahre 1920 in Sachsen geschlossenen Ehen findet sich auf Seite 4*/5* der Anlagen[1]. Die Ehedauertafeln für die Ehen, die in den Jahren 1921, 1922 und 1923 in Sachsen geschlossen wurden, sind in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamtes im 72. und 73. Jahrgang für 1926 und 1927 veröffentlicht[2]. Zu Spalte 14 dieser Ehedauertafeln, die die Zahl der Ehen angibt, die durch Scheidung gelöst werden konnten, ist zu sagen, daß die Zahlen entstanden sind durch Abzug der Hälfte der Lösungen durch Tod eines Ehegatten von der Zahl der Eheschließungen im ersten Dauerjahr, von der Zahl der in das betreffende Dauerjahr eintretenden Ehen in den folgenden Dauerjahren. Dieses wurde getan, weil es einmal klar ist, daß die durch Tod eines Ehegatten gelösten Ehen nicht mehr geschieden werden können, andererseits haben aber diese Ehen doch noch einen Teil des Jahres „erlebt". Es wurde analog der Sterbetafelberechnung der „durchlebten" Jahre angenommen[3], daß alle Ehen, die durch Tod eines Ehegatten gelöst wurden, ein halbes Jahr noch bestanden hätten, oder, was auf das gleiche Ergebnis hinausläuft, daß die Hälfte der Ehen noch das ganze betreffende Ehejahr überdauert hätten. Demnach ist nur die Hälfte der Zahl der durch Tod eines Ehegatten gelösten Ehen von den in das betreffende Dauerjahr eintretenden Ehen abzuziehen, um die Grundzahl für die zu berechnenden Ehescheidungshäufigkeiten zu erhalten. In entsprechender Weise würde sich eine Berechnung der Ehelösungshäufigkeit durch Tod eines Ehegatten vollziehen; man würde die Hälfte der Zahl der Scheidungen von der anfänglichen

1) Tabelle II, I. Ehedauertafel.

2) für die unter Benutzung der G- und H-Karten aufgestellten Ehedauertafeln s. Gesamtverzeichnis vorn S. VIII, Tab. 6. Für die Eheschließungen des Jahres 1924 wurde keine Ehedauertafel aufgestellt, da ja auch noch im Jahre 1925 Lösungen dieser Ehen im 1. Ehedauerjahr vorkommen können (s. auch die unvollständigen Schlußzeilen sämtlicher in den Tab. wiedergegebenen Ehedauertafeln).

3) s. vorn S. 18 und die auf dieser Seite angegebene Sterbetafelliteratur.

Digitized by Google

Bestandszahl jeweils abziehen. Die Feststellung der „durchlebten" Ehejahre erübrigt sich bei den für die Jahre 1920—1923 gefertigten Ehedauertafeln, da ja kein abschließendes Bild der vollkommenen Auflösung der Zahl der Eheschließungen eines Kalenderjahres gegeben werden kann, und somit kommt gleichfalls in Wegfall die Feststellung der Summe der in dem bestimmten Ehedauerjahr durchlebten Jahre, die notwendig ist zur Berechnung einer mittleren Ehedauererwartung.

Die Ergebnisse der Ehedauertafeln für die Scheidungshäufigkeiten, in Prozentzahlen ausgedrückt, sind:

A. Bei Zugrundelegung der G- und N-Karten[1]:

für das Eheschließungskalenderjahr	bei dem .... ten Dauerjahr			
	1	2	3	4
1920	0,03928	0,28007	0,49062	0,65693
1921	0,03997	0,30313	0,47673	
1922	0,05221	0,36298		
1923	0,06703			

B. bei Zugrundelegung der G- und H-Karten[2]:

für das Eheschließungskalenderjahr	bei dem ... ten Dauerjahr			
	1	2	3	4
1920	0,03788	0,27440	0,51490	0,65414
1921	0,03823	0,31539	0,46792	
1922	0,05047	0,38052		
1923	0,07119			

Aus diesen Zahlen geht deutlich hervor, daß die Ehescheidungshäufigkeit bei den angegebenen Dauerjahren mit der Dauer der Ehe wächst. Im ersten Ehedauerjahr beträgt sie nur weniger als $^1/_{10}$%, im zweiten steigt sie schon bis 0,28%, im dritten bis 0,51%, um im vierten 0,65% zu erreichen. Bedeutendere Unterschiede ergeben sich nicht daraus, ob man den Weg A unter Benutzung der G- und N-Karten wählt, oder den Weg B, die G- und H-Karten. Im ersten Jahr sind die B-Zahlen bis auf das Jahr 1923 kleiner, im zweiten sind zwei Zahlen bei B und im dritten eine Zahl bei B größer als die entsprechenden Zahlen bei A. Außerdem sind die Unterschiede in den absoluten Zahlen (G- und N- und G- und H-Karten) so gering, daß sich kein gesetzmäßiger Einfluß

1) Nach Tab. II, I, Anlagen S. 4*/5*, Sp. 15, s. a. Gesamtverzeichnis vorn S. VIII, Tabelle 5.

2) s. Gesamtverzeichnis vorn S. VIII, Tab. 6.

Digitized by Google

nachweisen läßt. Bei einem Vergleich der absoluten Zahlen der Sterbefälle und gerichtlichen Ehelösungen (Spalte 12 und Spalte 13 der Ehedauertafeln) ergibt sich bei allen Dauerjahren für jedes der Eheschließungsjahre 1920—1923, daß die absoluten Zahlen der Sterbefälle größer sind als die absoluten Zahlen der Scheidungen. Von den 1920 geschlossenen Ehen wurden bis Ende 1924 1275 durch Scheidung gelöst, d. s. 1,78%.

Die „rückblickende" Behandlung der nach der Dauer gegliederten Ehescheidungen führte zu dem Schluß, daß trotz der hohen absoluten Zahlen für die nach kurzer Dauer in den Jahren 1920—1924 geschiedenen Ehen, doch relativ die im Krieg geschlossenen Ehen die größere Scheidungshäufigkeit aufweisen. Die „vorblikkende" Methode der Tafelberechnung lieferte der wenigen Jahre wegen, die herangezogen werden konnten, nur Ergebnisse von beschränkter Bedeutung[1]. Die trotz aller Ähnlichkeit beobachtete Verschiedenheit der Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der geschiedenen Ehe — es sei nur an die graphischen Darstellungen A und B[2] erinnert — läßt vermuten, daß nicht nur das Jahr der Eheschließung von Wichtigkeit für die Scheidungshäufigkeit ist, ausschlaggebend kann auch die Zusammensetzung der Ehen nach dem Alter der Ehegatten sein. Es leuchtet ein, daß eine in jungen Jahren geschlossene Ehe viel länger unter der Gefahr der Scheidung stehen kann, als eine in höheren Jahren, in Jahren größerer Sterbenswahrscheinlichkeit geschlossene Ehe. Dazu kommt, daß die Aussicht einer Wiederverheiratung größer ist für jüngere Personen, jüngere Ehegatten darum vielleicht leichter zur Scheidung sich entschließen[3].

C. Die Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

Das Heiratsalter der Ehegatten kann bei dem sächsischen statistischen Material aus den Geburtsdaten der Ehegatten und dem Datum der Eheschließung berechnet werden. Man ist nicht, wie es Boeckh nötig hatte, auf eine Differenzbildung von Schei-

1) Vergl. die Anwendung der rückblickenden und vorblickenden Methode in der Kriminalstatistik (Rückfallsstatistik). Der Verurteilung entspricht die Eheschließung, der Scheidung der Rückfall (in den Familienstand der Unverheirateten), s. u. a. Statistik des Deutschen Reiches, Band 257, S. I, 17.

2) Anlagen S. 13* und 14*.

3) s. dazu auch Zeitschrift des Preuß. Statist. Landesamts 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 86.

Digitized by Google

dungsalter und Ehedauer angewiesen[1]. Die Fälle der sächsischen Zählkarten, bei denen falsche oder unvollständige Angaben der angeführten Daten vorlagen, wurden aufgeteilt. Sie waren besonders zahlreich bei dem Jahrgang 1921. Amtlich waren die Fälle mit ungenügenden Angaben bereits bei den Jahrgängen 1920, 1922, 1923 und 1924 aufgeteilt.

Statistische Ermittlungen über das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten sind in Sachsen bereits für die Jahre 1905 und 1906 veröffentlicht worden[2]. Öfter als nach dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten werden in Deutschland, z. B. auch in Sachsen[3], die Ehescheidungen nach dem Alter der geschiedenen Ehegatten zur Zeit der Ehescheidung untersucht. Für eine Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten spricht besonders, daß bei dieser Art der Bearbeitung „am besten kontrolliert werden kann, inwieweit die Abnormitäten der Heiratlichkeit, die in übermäßig vorzeitiger wie verspäteter Eheschließung in die Erscheinung treten, auch in der Neigung der Scheidungsgefahr zum Ausdruck gelangen"[4]. Außerdem bietet das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten die Möglichkeit des Vergleichs mit den Altersangaben der Eheschließungsstatistik. Ebenso ist das Heiratsalter von Bedeutung, wie schon erwähnt wurde, für die Dauer der Ehe, gleichfalls für die Kinderzahl[5] und auch für die Berufsverhältnisse[6]. Gesetzgeberische Maßnahmen,

---

1) Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin, 1885—1894, a. a. O., S. IV.

2) s. Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 219, für andere deutsche Länder s. Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 46*. Angaben über das Heiratsalter der Geschiedenen sind vorhanden für Preußen, Bayern (Zeitschrift des K. Bayerischen Statistischen Landesamts 1911, S. 475, 1914, S. 347), Baden (z. B. Statistische Mitteilungen über das Großherzogtum Baden, Neue Folge, Band X, Jahrgang 1917, S. 16.), Hamburg, Stadt Berlin, Stadt Charlottenburg, Stadt Halle, Stadt Stettin, Stadt Kiel (Heiratsalter der Frau). Thüringen veröffentlicht keine Angaben über das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten, s. Vierteljahrshefte des Thüringischen Statistischen Landesamts, 3. Jahrgang 1926, Nr. 2, S. 130 f. Für die ausländischen Staaten vergl. die auf S. 13 erwähnte Zusammenstellung im Annexe aux tomes I—V des Annuaire international de statistique; Geburtsdatum und Eheschließungsdatum wird erfaßt in Frankreich, Ungarn, Luxemburg, Schweden und der Schweiz.

3) für Sachsen s. vorn S. 22. Nach der Zusammenstellung über die Bearbeitung der Bevölkerungsbewegung im Deutschen Reiche in Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 46* ff. wurden die Ehescheidungen nach dem Alter der geschiedenen Ehegatten zur Zeit der Scheidung ausgezählt in Baden, Bayern (z. B. Zeitschrift des K. Bayer. Stat. Landesamts 1911, S. 475, 1914, S. 347), Elsaß-Lothringen, Hamburg, Oldenburg, Preußen, Stadt Berlin, Stadt Charlottenburg, Stadt Halle, Stadt Kiel, Stadt Köln, Stadt Leipzig, Stadt Stettin.

4) Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 216.

5) s. später S. 82. 6) s. später S. 94.

Digitized by Google

z. B. in der Richtung einer Erhöhung des Heiratsalters, könnten bei einer größeren Scheidungsgefahr von in jungen Jahren geschlossenen Ehen nur mit Untersuchungen über das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten begründet werden und nicht mit Untersuchungen über das Alter der geschiedenen Ehegatten bei Eintritt der Rechtskraft der Scheidung oder Nichtigkeitserklärung.

Für die untere Grenze des Heiratsalters sind die Gesetzesvorschriften, für Deutschland das Bürgerliche Gesetzbuch vom 18. 8. 1896, maßgebend. Nach § 1303 B. G. B. darf ein Mann nicht vor dem Eintritt der Volljährigkeit, eine Frau nicht vor Vollendung des 16. Lebensjahres eine Ehe eingehen. Einer Frau kann Befreiung von dieser Vorschrift bewilligt werden[1]. Während die Volljährigkeit nach § 2 B. G. B. mit der Vollendung des 21. Lebensjahres eintritt, kann jedoch nach § 3 B. G. B. ein Minderjähriger, der das 18. Lebensjahr vollendet hat, für volljährig erklärt werden, d. h. ein Mann kann dann bereits mit 18 Jahren heiraten. Gerade die vor dem eigentlichen gesetzlichen Heiratsalter geschlossenen Ehen dürften besonderes Interesse erwecken bei der Feststellung der Ehescheidungshäufigkeit nach dem Heiratsalter der Ehegatten.

Übersicht 5.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. (Prozentzahlen.)

Heiratsalter des Mannes.	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
unter 20 Jahre	0,15	0,23	0,31	0,43	0,33
üb. 20 bis 25 Jahre	46,26	45,72	41,74	41,22	43,44
„ 25 „ 30 „	33,03	31,04	32,77	32,74	30,19
„ 30 „ 35 „	10,52	11,68	11,39	10,81	11,66
„ 35 „ 40 „	4,47	4,79	5,46	5,86	6,22
„ 40 „ 45 „	2,29	2,85	3,62	3,38	2,85
„ 45 „ 50 „	1,87	1,73	2,04	2,08	2,28
„ 50 „ 55 „	0,78	1,07	1,28	1,82	1,50
„ 55 „ 60 „	0,33	0,60	0,94	0,95	0,99
„ 60 „ 65 „	0,18	0,14	0,30	0,50	0,42
„ 65 „ 70 „	0,09	0,12	0,09	0,15	0,12
über 70 Jahre	0,03	0,03	0,06	0,06	—
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

1) s. dazu auch § 1322 B. G. B.

Digitized by Google

In Tabelle III[1] ist die Gliederung der Ehescheidungen der G- und N-Karten der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes angegeben. Die entsprechende Tabelle für das Heiratsalter der Frau ist die Tabelle IV[2].

Eine Zusammenziehung zu Gruppen von je 5 Altersjahren fand in Prozentzahlen in der Übersicht 5 für das Heiratsalter des Mannes, in der Übersicht 6 für das Heiratsalter der Frau statt.

Übersicht 6.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. (Prozentzahlen.)

Heiratsalter der Frau	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
unter 20 Jahre	12,74	12,56	10,87	10,55	9,55
üb. 20 bis 25 Jahre	53,39	51,42	49,66	49,42	51,00
„ 25 „ 30 „	21,01	21,13	23,59	22,12	21,84
„ 30 „ 35 „	6,98	7,64	7,41	8,47	8,67
„ 35 „ 40 „	3,25	3,37	3,64	4,45	4,14
„ 40 „ 45 „	1,14	2,16	2,70	2,11	2,34
„ 45 „ 50 „	0,92	0,86	1,36	1,60	1,14
„ 50 „ 55 „	0,27	0,67	0,47	0,83	0,84
„ 55 „ 60 „	0,24	0,19	0,18	0,39	0,39
„ 60 „ 65 „	0,06	—	0,09	0,03	0,06
„ 65 „ 70 „	—	—	0,03	—	0,03
über 70 Jahre	—	—	—	0,03	—
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

In der Hauptsache werden danach Männer geschieden, die zwischen 20 und 25 Jahren geheiratet haben. 1920 belief die Zahl sich auf 46,26% der Gesamtzahl. Auch für die Altersgruppe 25—30 Jahre findet sich noch ein hoher Prozentsatz. Erst dann senken sich die Zahlen um ein Bedeutendes[3]. Bemerkt sei noch, daß die Prozentgliederungszahlen der beiden erwähnten Altersgruppen für jedes dem Jahr 1920 folgende Kalenderjahr kleiner werden, das heißt, 1921, 1922, 1923 und 1924 wurden verhältnismäßig mehr

1) Anlagen S. 6*/7*. 2) Anlagen S. 8*/9*.

3) vgl. dazu und auch zu Übersicht 6 etwa die Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter z. B. im Jahre 1913, Statistik des Deutschen Reiches, Band 275, S. 18.

Digitized by Google

Ehen geschieden, bei denen das Heiratsalter des Mannes ein höheres war. In einigen Fällen ließen sich sogar noch Männer scheiden, die mit 70 und mehr Jahren geheiratet hatten. Endlich muß noch gesagt werden, daß die Gruppe 20—25 Jahre bei den Männern mit die Ehen der 20jährigen enthält, d. h. ein Altersjahr unter der normalen gesetzlichen Ehemündigkeit. Die Höhe der Zahlen dieser Gruppe wird eigentlich nur von 4 nicht 5 Jahresaltersklassen hervorgerufen[1].

Bei der Übersicht 6[2] für die Frau findet man die höchsten Zahlen ebenfalls in der Altersgruppe 20—25 Jahre, 1920 1811 Fälle, das sind 53,39% der Gesamtzahl. Auch hier sind die Prozentzahlen für dieses Alter 1921, 1922, 1923 und 1924 niedriger. Eine geringere Höhe als die entsprechenden Zahlen bei dem Mann weisen bei der Frau die Zahlen der sämtlichen folgenden Altersgruppen auf. Dafür ist bei der Gliederung nach dem Heiratsalter der Frau die Flügelgruppe unter 20 Jahre stärker besetzt, eine natürliche Folge der gesetzlichen Bestimmungen über das Heiratsalter der Frau.

Zum Vergleich seien Gliederungszahlen für preußische Verhältnisse angeführt, für den Mann in der Übersicht 7[3], für die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der Frau in der Übersicht 8[4].

Wohl sind in Preußen auch die höchsten Prozentzahlen in der Gruppe 20—25 Jahre zu finden, doch sind die Zahlen niedriger als die entsprechenden sächsischen Zahlen, während in der Gruppe 25—30 Jahre die preußischen Gliederungszahlen höhere sind. Demnach sind, abgesehen von der vielleicht vorhandenen verschiedenartigen Zusammensetzung sächsischer und preußischer Ehen nach dem Heiratsalter der Ehegatten[5], in Preußen die Ehen, die im Alter von 25—30 Jahren geschlossen sind, stärker scheidungsgefährdet als in Sachsen, und die preußischen Ehen, die im Alter von 20 bis 25 Jahren geschlossen wurden, werden weniger häufig geschieden als diejenigen in Sachsen. Die Abnahmetendenz des Anteils der in jungem Alter geschlossenen Ehen von 1920 nach 1924 tritt auch bei den preußischen Zahlen in Erscheinung, und zwar sowohl bei der Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter des Mannes[6] als auch bei der Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der Frau[7]. Bei einem Vergleich der Übersichten

1) s. dazu die später im Text besprochene Tab. III, Anlagen S. 6*/7*.
2) s. vorige Seite. 3) s. nächste Seite. 4) s. nächste Seite.
5) s. u. a. Statistik des Deutschen Reiches, Band 316, S. 13*.
6) s. die Altersgruppen 20/25, 25/30.
7) s. die Altersgruppen unter 20, 20/25, ausgenommen 1921: 20/25.

Digitized by Google

Übersicht 7[1].

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter des Mannes. (Preußen.)

Prozentzahlen.

Heiratsalter des Mannes	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
bis 20 Jahre	0,54	0,52	0,62	0,17	0,89
über 20 bis 25 Jahre	41,45	40,88	39,55	38,41	37,84
„ 25 „ 30 „	36,39	36,20	35,11	34,73	32,95
„ 30 „ 40 „	16,71	16,47	17,48	18,50	19,17
„ 40 „ 50 „	3,47	4,24	5,05	5,39	5,72
„ 50 Jahre	1,40	1,68	2,12	2,48	2,86
unbekannt	0,04	0,01	0,07	0,32	0,57
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Übersicht 8[1].

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Heiratsalter der Frau. (Preußen.)

Prozentzahlen.

Heiratsalter der Frau	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
bis 16 Jahre	0,04	0,03	0,01	0,01	0,03
über 16 bis 20 Jahre	18,68	16,72	15,57	15,05	13,85
„ 20 „ 25 „	49,46	49,66	48,36	47,39	46,48
„ 25 „ 30 „	19,50	20,04	21,06	21,35	21,78
„ 30 „ 40 „	9,36	10,07	10,80	11,50	12,27
„ 40 Jahre	2,92	3,47	4,11	4,31	4,94
unbekannt	0,04	0,01	0,09	0,39	0,65
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

1) Quellennachweis zu Übersicht 7 und Übersicht 8: Die absoluten Zahlen sind entnommen für 1920 und 1921 dem Stat. Jahrbuch für den Freistaat Preußen, 19. Band, S. 68, für 1922 der Preußischen Statistik, Band 274, S. 120, für 1923 Preuß. Statistik, Band 276, S. 120, für 1924 Preuß. Statistik, Band 282, S. 120.

Digitized by Google

8[1] und 6[2], der preußischen und sächsischen Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter der Frau stellt sich heraus, daß in Preußen die frühzeitigen Ehen, die Altersgruppen bis 16 Jahre, 16—20 Jahre, höhere Zahlen zeigen als die entsprechende sächsische Gruppe. Dafür sind die sächsischen Zahlen für die beiden nächsten Gruppen höhere.

Betrachtet man die sächsischen Zahlen für die einzelnen Altersjahre zunächst des Mannes (Tabelle III[3]), so findet man bei den Ehescheidungen der Jahre 1920, 1921, 1923 und 1924 bei vollen 23 Jahren, 1922 bei vollen 24 Jahren, die höchsten absoluten Zahlen, 493 im Jahre 1921, 466, das sind 13,74% der Gesamtzahl, im Jahre 1920. Auch für das Heiratsalter von vollen 22 und vollen 24 bezw. 23 Jahren belaufen sich die Zahlen bei den Ehescheidungen der Jahre 1920, 1921, 1923 und 1924 bezw. 1922 noch auf über 10% der Gesamtzahl[4]. Für die Gliederung der Scheidungen der G-Karten und der der N-Karten[5] lassen sich keine klaren Regelmäßigkeiten herauslesen. Die Prozentzahlen sind in unruhigem Wechsel einmal für die G-Karten größer und einmal für die N-Karten.

Bei der Frau ist nach Tabelle IV[6] ein Heiratsalter von vollen 21 und 22 Lebensjahren am scheidungsgefährdetsten. Fast ein Viertel der Scheidungen entfällt auf dieses Heiratsalter. Die Maxima der Reihen liegen im Verhältnis zur Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter des Mannes in jüngeren Jahren. Die höchsten Alterjahre sind bei der Frau dafür schwächer vertreten als wie beim Mann. Ein Vergleich der Scheidungen der G-Karten[7] mit den Scheidungen der N-Karten[8] liefert bei dem Heiratsalter der Frau das gleiche Ergebnis, wie es soeben für die Gliederung der Karten nach dem Heiratsalter des Mannes verzeichnet wurde.

Die graphischen Darstellungen für die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter des Mannes, bezw. nach dem Heiratsalter der Frau, zeigen eine linksseitige Asymmetrie, die noch stärker ist als bei dem Diagramm für die Gliederung der Ehescheidungen nach der Ehedauer[9]. Abgesehen von Unregelmäßig-

1) s. vorn S. 58. 2) s. vorn S. 56. 3) Anlagen S. 6*/7*.

4) vgl. auch dazu wie zu Tab. IV, Anlagen S. 8*/9*, die Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter etwa im Jahre 1913, Statistik des Deutschen Reiches, Band 275, S. 18.

5) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Tab. 7 und 8.

6) Anlagen S. 8*/9*.

7) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Tab. 10.

8) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Tab. 11.

9) s. vorn Gesamtverzeichnis S. IX, VIII, Graphische Darstellung IV, V und III.

Digitized by Google

keiten bei den Spitzen der Kurven, stimmen die Linien fast ganz und gar überein. Einem besonders bei der Zeichnung für das Heiratsalter des Mannes bemerkbaren raschen Anstieg folgt eine schnelle Abnahme, deren Intensität in den 30er Jahren nachläßt, bis schließlich die Kurven allmählich ganz verlaufen. Die Kurven für den Mann wurden im 51. Jahr, die für die Frau mit dem 45. Lebensjahr abgebrochen, weil die Zahlen zu klein wurden, um übersichtlich dargestellt zu werden.

Das mittlere Heiratsalter, das nach denselben Grundsätzen wie die mittlere Ehedauer[1] berechnet wurde, stellt sich für den Mann auf:

27,32	Jahre	bei	den	Ehescheidungen	des	Jahres	1920
27,66	„	„	„	„	„	„	1921
28,30	„	„	„	„	„	„	1922
27,92	„	„	„	„	„	„	1923
28,26	„	„	„	„	„	„	1924,

für die Frau auf:

24,72	Jahre	bei	den	Ehescheidungen	des	Jahres	1920
25,11	„	„	„	„	„	„	1921
25,54	„	„	„	„	„	„	1922
25,83	„	„	„	„	„	„	1923
25,76	„	„	„	„	„	„	1924.

Für Preußen wird für die Ehescheidungen der Jahre 1919/22 das durchschnittliche Heiratsalter der Geschiedenen mit 27,9 Jahren für den Mann und 24,7 Jahren für die Frau angegeben[2].

Ein Vergleich mit dem durchschnittlichen, mittleren Heiratsalter der Eheschließenden eines oder mehrerer Jahre ist nicht möglich, da gleichzeitige Eheschließungen, Eheschließungen irgend eines vergangenen Jahres, oder ein Mittel aus Eheschließungen verschiedener Jahre kein richtiges Bild geben können[3]. Auch wenn ein Vergleich im Bereiche der Möglichkeit läge, wäre zu beachten, daß das mittlere Heiratsalter wie jeder Mittelwert nichts besagt über die innere Struktur der Reihe, die durch es, bezw. durch ihn, charakterisiert wird, ob die Reihenglieder konzentriert oder weit verstreut liegen[4]. Trotz alledem sei hingewiesen auf die Zusammenstellung des korrigierten mittleren Heiratsalters der insgesamt und der erstmalig heiratenden Männer und Frauen in der Zeit-

1) s. vorn S. 45, für das mittlere durchschnittliche Heiratsalter s. auch Statistik des Deutschen Reiches, Band 275, S. 28*.

2) Zeitschrift des Preuß. Stat. Landesamts, 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 81.

3) s. vorn S. 46/47.

4) Žižek, F.: Die statistischen Mittelwerte, Leipzig 1908, S. 31: „Die Mittelwerte dienen dazu, divergierende Größen durch einen einzigen, die Unterschiede der betreffenden Größen nivellierenden Zahlenwert zu charakterisieren."

Digitized by Google

schrift des Sächsischen Statistischen Landesamts[1]. Durchweg[2] ist das mittlere Heiratsalter der insgesamt heiratenden Männer und Frauen höher als das für die in den Jahren 1920—1924 geschiedenen Männer und Frauen[3].

Um festzustellen, ob es tatsächlich in der Hauptsache in jungem Alter geschlossene Ehen sind, oder ob es nicht in vorzeitigem, sondern in rechtzeitigem, spätem oder verspätetem Heiratsalter geschlossene Ehen sind, die vornehmlich in den Jahren 1920—1924 geschieden wurden, ist ein Vergleich notwendig mit der Masse der im gleichen Alter verheirateten Personen, die unter der Möglichkeit der Scheidung standen[4]. Die Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. Juni 1925 verlangt bei den Verheirateten nicht die Angabe des Eheschließungstages[5]. Dieser Maßstab der Zusammensetzung der stehenden Ehen nach dem Heiratsalter der Ehegatten scheidet also aus. Wie steht es mit einer Verwendung von Eheschließungszahlen? Gleichzeitige Eheschließungen und ein Mittel aus Eheschließungen verschiedener Jahre wurden als nicht einwandfrei für feinere Vergleiche angesehen[6]. Um nichtsdestoweniger Eheschließungszahlen zur Berechnung von Beziehungszahlen gebrauchen zu können, ist es nötig, das Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten mit der Dauer der Ehe zu kombinieren.

---

1) 70. und 71. Jahrgang 1924/25, S. 8, Übersicht 3.

2) Ausgenommen das für 1904 für die Frau berechnete mittlere Heiratsalter.

3) s. S. 60.

4) Die Begriffe vorzeitiges, rechtzeitiges, spätes oder verspätetes Heiratsalter sollen nach der Feldschen Terminologie gefaßt sein, (s. „Die Züricher Heiraten", Statistische Untersuchungen nebst internationalen Vergleichen und geschichtlich-methodischen Rückblicken auf die Heiratsstatistik, in „Statistik der Stadt Zürich", herausgegeben vom Statistischen Amte der Stadt Zürich, Nr. 19, Zürich 1916, S. 39 ff., insbesondere S. 44, dazu die Literaturangaben S. 209 unter „30"). Nach Feld, dem Verfasser der Untersuchung, ist für den Mann das Heiratsalter:

	unter 25	vorzeitig,
	25—35	rechtzeitig,
	35—60	spät,
	60 u. mehr	verspätet
für die Frau:	unter 20	vorzeitig,
	20—30	rechtzeitig,
	30—50	spät,
	50 u. mehr	verspätet.

Vgl. auch die abweichende Auffassung von G. v. Mayr in Statistik und Gesellschaftslehre, 2. Band, Bevölkerungsstatistik, 2. Auflage, Tübingen 1926, S. 700.

5) s. vorn S. 17, Anmerkung 8.

6) s. vorn S. 46/47 und Seite 60.

Digitized by Google

D. Verbindungen mehrerer Erhebungsmerkmale.

I. Die Gliederung der Ehescheidungen nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

Die Kombination des Heiratsalters der geschiedenen Ehegatten mit der Dauer der Ehe wird für die Jahre 1920—1924 zusammen in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts, 72. und 73. Jahrgang 1926/27, veröffentlicht, eine Tabelle bezieht sich auf das Heiratsalter des Mannes und eine auf das der Frau[1].

Die höchsten absoluten Zahlen finden sich für den Mann im Alter von 21—26 Jahren für das 3. bis 12. Ehedauerjahr, wie es sich auch nach den bisherigen Untersuchungen erwarten ließ[2]. Nur vereinzelt kommen außerhalb der genannten Grenzen Zahlen über 20 vor. Die Zahl 40 wird in den einzelnen Jahren nur zweimal überschritten, 48 Fälle 1923 bei 23 Jahren und 3jähriger Ehedauer, 47 Fälle bei 22 Jahren und ebenfalls 3jähriger Ehedauer 1924. Mit höherem Alter und längerer Ehedauer nehmen die Zahlen ab, so daß das Zahlenbild der Tabellen einem Dreieck ähnlich ist.

Bei der Frau sind am stärksten besetzt die Altersjahre 19 bis 25, die Ehedauerjahre 2 bis 11. 1924 wird das absolute Maximum mit 53 Fällen bei einem Alter von vollen 21 Jahren im 4. Ehedauerjahr erreicht. Der allgemeine Aufbau der Tabellen für das Heiratsalter der Frau gleicht im übrigen dem der Tabellen für den Mann.

Bei einer Zusammenfassung nach Altersgruppen unter Angabe der prozentualen Gliederung[3] fand man im 4. Dauerjahr in sämtlichen Jahren 1920—1924 die höchsten Prozentzahlen. Je älter der Mann bei der Eheschließung war, auf desto höhere Prozentzahlen stößt man bei dem genannten Dauerjahr. Bei der Altersgruppe 40 und mehr Jahre entfällt auf das 4. Ehedauerjahr fast ein Viertel sämtlicher Fälle. Addiert man die Prozentzahlen für das 2., 3. und 5. Ehedauerjahr dazu, so werden in allen fünf Jahren 1920—1924 50% bei dieser Altersgruppe erreicht, 1923 sogar überschritten. Dagegen gehören in den ersten beiden Altersgruppen für die 20er Jahre nicht einmal 25% der Fälle diesen

---

1) S. auch vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 13 a, b, c. d, e und Tab. 14a, b, c, d, e.

2) S. vorn S. 42/43 und 55/56.

3) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 15 a, b, c, d, e und Tab. 16a, b, c, d, e.

Digitized by Google

Ehedauerjahren an, nur 1924 sind es um die 30%. In den Heiratsaltersgruppen für die 30er Jahre haben bereits 30% der geschiedenen Ehen nicht einmal 5 Jahre gedauert und zwar in sämtlichen Ehescheidungsjahren 1920—1924.

Bei der Frau wurde eine Altersgruppe mehr gebildet für die noch nicht 20jährigen. Bei dem Manne war das nicht angängig wegen der Kleinheit der Zahlen. Bei der Frau ergibt sich ebenfalls ein größeres Zusammendrängen der Scheidungen auf die ersten Ehedauerjahre in den höheren Altersklassen.

Faßt man die Haupttabellen[1] nun noch nach der anderen Richtung zusammen, indem man Gruppen von Ehedauerjahren bildet, so sieht man die höchsten Zahlen in sämtlichen Ehedauerjahrgruppen bei dem Mann in den 20er Jahren[2]. Bei 33—62% sämtlicher Scheidungen der Jahre 1920—1924 stand in den einzelnen Gruppen der Mann zwischen dem 23. und 26. Lebensjahr. Je länger die Ehe dauerte, desto höher sind meist die Prozentzahlen für die soeben angeführte Altersgruppe, allerdings vom 16. Ehedauerjahr an treten Unregelmäßigkeiten auf, nicht mehr immer sind die Zahlen der einen Ehedauerjahrgruppe größer als die der vorangehenden.

Bei der Frau[3] sind die Jahre 20, 21, 22 und 23 am stärksten besetzt, 34—54% sämtlicher Fälle der einzelnen Ehedauerjahrgruppen entfallen bei den Scheidungen der Jahre 1920—1924 auf sie. Auch bei der Gliederung nach dem Heiratsalter der Frau bemerkt man bei der Summe der Prozentzahlen für die angeführten vier Altersjahre eine Steigung der Prozentzahlen mit der längeren Dauer der geschiedenen Ehe. Die Abweichungen von dieser im allgemeinen beobachteten Tatsache sind geringer und unbedeutender als die Abweichungen, die bei der Gliederung nach dem Heiratsalter des Mannes auftraten.

Wollte man die Gliederung der Haupttabellen[1] nach der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des Mannes, bezw. der Frau, graphisch darstellen, so müßte man zu einem Körperdiagramm greifen, da drei „Dimensionen", Heiratsalter, Ehedauer und Ehescheidungshäufigkeit der einzelnen Jahre, in Betracht kommen. Ob eine solche körperliche Darstellungsweise für die Ehescheidungen nur der fünf Jahre 1920—1924 wirklich lohnend ist, kann rechnerisch überprüft werden mittels der Formeln für die partielle

---

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 13a, b, c, d, e und 14a, b, c, d, e.

2) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 17a, b, c, d, e.

3) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 18a, b, c, d, e.

Digitized by Google

Korrelation[1], die von Czuber als Korrelation zwischen mehr als zwei Variablen bezeichnet wird[2]. Czuber, der im wesentlichen nur die englischen Ausführungen Yules über die Partial Correlation in das Deutsche übersetzt, gibt daneben den Rechnungsgang bei Ausführung eines praktischen Falles für drei Variable an[3]. Diese Formeln sind es, die zur Aufstellung einer Korrelation zwischen der Ehescheidungshäufigkeit M1, dem Heiratsalter der Geschiedenen M2 und der Ehedauer M3 benötigt werden. Die mittlere Abweichung bestimmt sich nach der Formel[4]:

$$\mu = \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{n}}$$

die Regressionskoeffizienten nach der Formel[5]:

$$r = \frac{p}{\mu_x \mu_y}$$

Jedoch schon bei der Berechnung der mittleren Abweichungen stellte sich heraus, daß das Material der fünf Jahre 1920—1924 zu wenig umfangreich ist, dem Ergebnis darum keine grundlegende Bedeutung beizumessen wäre. Deshalb wurde auch dieser mathematische und damit auch der graphische Weg aufgegeben und durch Bildung von Prozentgliederungszahlen und von Beziehungszahlen unter Benutzung der Eheschließungen versucht, festzustellen, welches Heiratsalter bei welcher Ehedauer für die Scheidung am kritischsten ist.

Zunächst wurde nebeneinander dargestellt die prozentuale Gliederung der im Mittel zweier Kalenderjahre geschlossenen Ehen und der aus dieser Masse jeweils stammenden 1920—1924 geschiedenen Ehen nach dem Heiratsalter des Mannes bezw. der Frau[6]. Für die Eheschließungszahlen wurden die handschriftlichen Tabellen des Sächsischen Statistischen Landesamts benutzt, die die Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter in Einzeljahren angeben[7]. Aus den Zahlen von je zwei nebeneinander liegenden

---

1) Yule, G. Udny: An Introduction to the Theory of Statistics, London 1911, S. 225 ff.

2) Czuber, E.: Die statistischen Forschungsmethoden, Wien 1921, S. 154.

3) Ebd., S. 162. 4) Ebd., S. 87. 5) Ebd., S. 125.

6) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/IX, Tab. 19a—o und Tab. 20a—o.

7) Auf das Vorhandensein dieser Tab. wird u. a. hingewiesen in der „Statistik des Deutschen Reiches" Band 307, S. 7; Band 316, S. 5 und 35, s. auch Vorwort des Bandes 316 der Statistik des Deutschen Reiches mit der Quellenangabe für die für frühere Jahre veröffentlichten Tab. für die Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter in einzelnen deutschen Ländern, bezw. Bundesstaaten.

Die sächsischen handschriftlichen Tab. geben von 1910 ab bis zu einem

Digitized by Google

Kalenderjahren wurden die arithmetischen Mittel gebildet[1] und diese errechneten Zahlen darauf in Prozente der Summen zerlegt. Der Vergleich mit der Gliederung der Ehescheidungen wurde nur von einem vollen bis zu zehn vollen Ehedauerjahren durchgeführt. Für die Ehen, die noch kein Jahr und für die, die länger als 11 Jahre bestanden hatten, wurden die Zahlen zu klein, um als Prozentzahlen berechnet und verglichen zu werden[2]. Es stellt sich heraus, daß bei der Gliederung nach dem Heiratsalter des Mannes die Prozentzahlen für die Ehescheidungen für die jüngsten und höchsten Altersjahre in der Regel größer sind, als der Gliederung der Eheschließungsmasse entspricht. Besonders gefährdet erscheinen die Altersjahre 19, 20, 21, 22 und dann teilweise die Jahre nach 48. Bei den dazwischenliegenden Altersjahren sind meist die Gliederungsprozentzahlen der Ehescheidungen kleiner als die entsprechenden der Eheschließungen. Die stärkere Scheidungsgefahr der höchsten Altersjahre läßt nach bei längerer Dauer der Ehe, dafür vergrößert sich die Gefahr für die in den 20er Jahren geschlossenen Ehen.

Bei der Frau sind von vornherein die höchsten Altersjahre sowohl bei den Eheschließungen, als auch bei den Ehescheidungen schwächer besetzt. Die 16—20jährigen werden öfter geschieden, als nach den Eheschließungszahlen anzunehmen wäre, wenn alle Heiratsalter der gleichen Scheidungsgefahr unterlägen. Weder bei dem Manne noch bei der Frau stellen sich Besonderheiten für die einzelnen Ehescheidungskalenderjahre heraus, die höchsten Zahlen werden einmal in diesem, einmal in jenem Nachkriegsjahr für ein bestimmtes Heiratsalter erreicht.

Schon deutlicher tritt die stärkere Gefährdung der in jungen Jahren geschlossenen Ehen hervor, wenn man Beziehungszahlen berechnet, wie sie in den Tabellen V und VI[3] dargestellt sind. Das Heiratsalter wurde nur für die 20er Jahre in Einzeljahren angeführt, für die Frau außerdem für die Jahre unter 16 bis 20. Die Zusammenfassung nach Gruppen geschah nach der Einteilungsweise des Statistischen Reichsamts[4]. Für die Eheschließungen

---

Alter von 60 Jahren das Heiratsalter in Einzeljahren an, für die Jahre 1901—1909 bis zu einem Alter von 40 Jahren, dann sind bis zu einem Heiratsalter von 60 Jahren vier 5jährige Gruppen gebildet worden.

1) Grund dafür s. vorn S. 47.

2) Vgl. dazu auch Statistik des Deutschen Reiches, Bd. 316, S. 20*.

3) Anlagen S. 10* und 11*.

4) Stat. Jahrbuch für das Deutsche Reich, 1926, S. 26/27; Statistik des Deutschen Reiches, Band 316, S. 5 und 35, vgl. auch Jaeckel, Reinhold: „Das Heiratsalter im Deutschen Reich 1901—1910" in der Zeitschrift für Sozialwissenschaft, Neue Folge, 4. Jahrgang 1913, S. 14: „... die im Alter von unter 20 Jahren geschlossenen Ehen sind bei beiden Geschlechtern als Frühehen, im

Digitized by Google

wurden dieselben absoluten Zahlen benutzt, die den Gliederungszahlen zu Grunde lagen[1]. Zusammengestellt wurden die Zahlen nicht nach den Eheschließungskalenderjahren, wie in den auf den zwei letzten Seiten erwähnten Tabellen, sondern nach Ehedauerjahren. Die Berechnung wurde bis zu vollen 18 Ehedauerjahren durchgeführt, dann wurden die an sich schon nicht großen Ehescheidungszahlen zu klein[2]. Die Summenzahlen (Spalte 18 der Tabelle V und Spalte 22 der Tabelle VI) sind bereits bekannt aus der graphischen Darstellung B[3]. Es sei noch bemerkt, daß bei Berechnung der Beziehungszahlen in den Tabellen V und VI die Sterbefälle und die bereits jeweils erfolgten Scheidungen außer Acht gelassen wurden[4].

Das Ergebnis der Darstellung der Gliederungszahlen wird durch die Beziehungszahlen im großen und ganzen bestätigt und außerdem verdeutlicht.

Vergleicht man die Zahlen für die einzelnen Heiratsaltersklassen mit den Beziehungszahlen für sämtliche Ehen (Spalte 18 bei Tabelle V, Spalte 22 bei Tabelle VI), so läßt sich erkennen, inwieweit die Ehen in den einzelnen Heiratsaltersklassen und in den einzelnen Dauerjahren in über- oder unterdurchschnittlicher Menge gelöst wurden. Die Ehen, die in den frühesten gesetzlich zugelassenen Jahren geschlossen wurden, wurden am häufigsten geschieden, sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen. Das ist der Fall bei Nachkriegsehen, Kriegsehen und Ehen, die vor 1914 geschlossen worden sind. Im allgemeinen nimmt nach den Tabellen V und VI die Häufigkeit der Scheidung in sämtlichen Altersklassen mit der längeren Dauer der Ehe ab, wie es ja schon zu erwarten war bei der Nichtberücksichtigung der jeweils schon erfolgten natürlichen und gerichtlichen Ehelösungen. Eine Ausnahme bilden die ersten Ehedauerjahre und namentlich die Kriegsehen.

Während bei dem Manne in der Regel die Stärke der Besetzung der einzelnen Altersklassen bei höherem Heiratsalter nachläßt, sieht man bei den im Krieg geschlossenen Ehen verhältnismäßig höhere Scheidungsziffern, hauptsächlich bei den in den 30er

---

Alter von 20—30 Jahren als rechtzeitige Ehen, 30—40 Jahren als späte Ehen, 40—50 Jahren als Altersehen und die Ehen bei einem Alter der Heiratenden von 50 und mehr Jahren als Greisenehen zu betrachten."

1) s. vorn S. 64/65.

2) Die Tab. V und VI, Anlagen S. 10* und 11* enthalten nur die Zahlen bis zu vollen 10 Ehedauerjahren, für die übrigen Ehedauerjahre s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/X, Fortsetzung von Tab. 21 und Fortsetzung von Tab. 22.

3) s. Anlagen S. 14* und vorn S. 48.

4) s. vorn S. 46.

Digitized by Google

und 40er Jahren geschlossenen Ehen. Am wenigsten scheinen jene Kriegsehen der Scheidungsgefahr anheimgefallen zu sein, bei denen der Mann 26 bis unter 30 Jahre alt war bei der Eheschließung. Zu der festgestellten hohen Scheidungshäufigkeit der Kriegsehen[1] tragen also nicht nur die „vorzeitig"[2] geschlossenen Ehen bei, sondern auch die „späten" Ehen und „Altersehen"[3]. Dieses Ergebnis kann vielleicht hervorgerufen sein durch die Nichtbeobachtung der Ehelösungen durch Kriegstod des Ehemannes[4]; die Ehen, bei denen der Mann bei der Heirat in den 20er Jahren, insbesondere am Ende der 20er Jahre, stand, könnten in größerem Umfang durch Kriegstod des Mannes gelöst worden sein — und konnten demnach nicht mehr geschieden werden — als jene Ehen, bei denen der Mann im Alter von mehr als 30 Jahren heiratete.

Für die Frau lassen sich aus der Tabelle VI[5] keine besonderen Regelmäßigkeiten ablesen außer den bereits genannten[6]. Bei den Kriegsehen zeichnet sich kein Altersjahr durch schwache Besetzung aus. Zwischen 24 und 28 Jahren liegen meistens die niedrigsten Ziffern, auch die im Alter von mehr als 30 Jahren im Krieg geschlossenen Ehen weisen bei der Frau im Vergleich mit den Ende der 20er Jahre eingegangenen Ehen eine größere Scheidungsgefährdung auf, allerdings tritt diese nicht so kraß und wiederholt hervor wie bei dem Manne.

Die größere Häufigkeit der Scheidung bei „vorzeitig"[7] geschlossenen Ehen wurde ebenfalls von Boeckh[8] für die Frau, wie neuerdings auch für Preußen[9] für beide Geschlechter festgestellt. Ein näherer Vergleich mit den preußischen Scheidungsziffern[10] verbietet sich wegen der verschiedenen Berechnungsbasis. Es sei nur noch erwähnt, daß auch in Preußen offenbar bei den in den Jahren 1920—1922 ausgesprochenen Scheidungen von im Krieg geschlossenen Ehen bei dem Manne die Altersgruppe 25—30 Jahre eine verhältnismäßig schwächere Besetzung zeigt.

Genauere Ergebnisse würden durch Ehedauertafeln zu finden sein. Technisch ist es in der Hauptsache möglich, die in der Tabelle II[11] gegebenen Ehedauertafeln für die einzelnen Heiratsaltersjahre des Mannes, bezw. der Frau, zu berechnen, da ja auch bei

1) s. vorn S. 48/49.
2) „Die Züricher Heiraten", s. vorn S. 61, Anmerkung 4.
3) s. Jaeckel vorn S. 65, Anmerkung 4.
4) s. vorn S. 46. 5) Anlagen S. 11*. 6) s. vorn S. 65 und 66.
7) „Die Züricher Heiraten", Anmerkung 4 zu S. 61.
8) Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin 1885—94, a. a. O., S. XIV.
9) Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamtes, 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 81 und 85/86.
10) Ebd., 3. und 4. Abt., S. 83. 11) Anlagen S. 4*/5*.

Digitized by Google

den Sterbebogen und Sterbekarten das Datum der Eheschließung und der Geburt des betreffenden Ehegatten erfragt wird, allerdings in der Regel in Deutschland nicht das Geburtsdatum des überlebenden Ehegatten[1]. Doch wurden wegen dieses zuletzt genannten Mangels und vor allem weil die sächsischen Ehescheidungszahlen bei dieser zweifachen Gliederung nach Ehedauer und Heiratsalter zu klein sind, um lohnende Auskünfte zu versprechen, auf die Berechnung von nach dem Heiratsalter der Ehegatten gegliederten Ehedauertafeln verzichtet.

Aus den Beziehungszahlen ließ sich immerhin ein in gewissem Sinn befriedigendes Ergebnis erkennen: Die offensichtlich große Scheidungshäufigkeit der in jungen Jahren geschlossenen Ehen in sämtlichen Ehedauerjahren bei beiden Geschlechtern und die für die in einem Alter von 30 und mehr Jahren geschlossenen Ehen namentlich nur in den ersten Dauerjahren und bei den Kriegsehen verhältnismäßig bedeutende Höhe der Scheidungsziffern bei beiden Geschlechtern.

Ob außer dem Heiratsalter der Ehegatten und der Dauer der Ehe noch andere Tatsachen für die Ehescheidungshäufigkeit maßgebend sind, sollen die weiteren Untersuchungen lehren.

II. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Orte der Eheschließung, in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

Will man die örtliche Verteilung der Ehescheidungen kennen lernen, so kann man zu drei Arten der Einteilung greifen. Man kann vom Orte des Beginns der Ehe ausgehen, oder von dem, an dem die Ehe endete, d. h. vom Sitze des Gerichtes, durch das die Scheidung ausgesprochen wurde, oder drittens von dem Orte oder Orten, an denen die Ehe tatsächlich bestand. Die zuletzt genannte räumliche Bestimmung wird in keinem deutschen Lande erhoben, man sucht ihr in einigen deutschen Ländern nahe zu kommen durch die Frage nach dem letzten Wohnort des Ehemannes[2], der für die Bestimmung des Gerichtsstandes maßgebend ist[3]. Inter-

1) Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches, S. 3*. Das Alter des überlebenden Ehegatten wird in Deutschland nur von Lübeck und Oldenburg erfaßt.

2) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4*. In Bayern wird auch der Wohnsitz der Ehefrau im Zeitpunkt der Klage erfragt, (s. Zeitschrift des K. Bayerischen Statistischen Landesamts, 1914, S. 340 und Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 4*).

3) Zivilprozeßordnung vom 30. 1. 1877, §§ 12 ff. und §§ 606 ff., s. auch vorn S. 10.

Digitized by Google

essant wären jedoch gerade Aufschlüsse über den Zusammenhang zwischen Ehescheidungshäufigkeit und Wohnortwechsel, ob Ehen, die in Großstädten geschlossen und dort von Anfang an geführt wurden, gleich starke, stärkere oder schwächere Scheidungshäufigkeit aufweisen, als vielleicht Ehen, die auf dem Lande eingegangen wurden, bei denen die Ehegatten jedoch nach einiger Zeit in die Großstadt zogen, — ob vielleicht der Wohnsitz zum Zwecke der Scheidung gewechselt wurde[1].

Für Sachsen wird das Standesamt der Eheschließung und der Sitz des die Scheidung aussprechenden Landgerichts bezw. Oberlandesgerichts statistisch erfaßt[2]. Da eine statistische Einteilung der Ehescheidungen nach dem Sitze des urteilenden Gerichts hauptsächlich nur formellen, geschäftsstatistischen Charakter trägt, wurde für die räumliche Gliederung der sächsischen Ehescheidungen die Einteilung nach dem Orte, bezw. Standesamt der Eheschließung gewählt. Für diese Wahl sprach insbesondere noch die dann gegebene Möglichkeit des Vergleichs der Ehescheidungen mit den örtlich entsprechenden Eheschließungen. Die Standesämter können gruppiert werden nach Verwaltungsbezirken, in Sachsen nach Kreishauptmannschaften oder nach Amtshauptmannschaften und exemten Städten. Oder man faßt jene Standesämter zusammen, die zu Gebieten gleicher Bevölkerungsdichte gehören, man unterscheidet, kurz gesagt, städtische, ländliche und städtisch-ländlich gemischte Standesämter[3]. Beide Einteilungsweisen werden vom Sächsischen Statistischen Landesamt bei der Ehescheiden-

1) Dike, Samuel W.: „Statistics of Marriage and Divorce" in „Political Science Quarterly" edited by the faculty of political science of Columbia College, Volume Fourth, New-York, Boston, Chicago 1889, S. 608 (Auszug von Wright, A Report on Marriage and Divorce ..., a. a. O., S. 191 ff.).

2) s. vorn S. 12/13. Unabhängig von der gesamtsächsischen Ehescheidungsstatistik stellten das statistische Amt der Stadt Dresden und das statistische Amt der Stadt Leipzig jene gerichtlichen Ehelösungen zusammen, bei denen der Ehemann zur Zeit der Klageinreichung seinen Wohnsitz in Dresden, bezw. in Leipzig, hatte. Die Zusammenstellungen gründen sich auf besondere Angaben der betreffenden Landgerichte. Neueste veröffentlichte Zahlen für Dresden im Stat. Jahrbuch der Stadt Dresden für die Jahre 1919—1921, 21.—23. Jahrgang, S. 20; für Leipzig im Stat. Jahrbuch der Stadt Leipzig, 5. Band, 1915—1918, S. 25 ff. Laut amtlicher Auskunft fehlen für Leipzig die Zahlen für die Zeit von April 1923 bis Ende 1924, da wegen Geldmangels von den Gerichten keine Zählkarten ausgeschrieben wurden. — Im folgenden wurde auf diese Spezialstatistik der Städte Dresden und Leipzig nicht eingegangen, da einmal für sämtliche gerichtliche Ehelösungen von in Sachsen geschlossenen Ehen — deren Untersuchung der Zweck der Arbeit ist — die entsprechenden Nachweise nicht gefordert werden, und außerdem gestattet eine Gliederung der Ehescheidungen nach dem letzten Wohnort des Mannes keinen Vergleich mit der Zahl der örtlich entsprechenden Eheschließungen (s. auch oben S. 69).

3) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 110.

Digitized by Google

dungsstatistik angewendet[1]. Da jedoch auch dem Orte der Eheschließung ein gewisser formeller Charakter nicht ganz abgesprochen werden kann, und weil der Ort der Eheschließung nichts besagt über die örtlichen Verhältnisse, unter denen die Ehe tatsächlich geführt und gestört wurde, ist im folgenden auf eine ausführlichere Gliederung der Ehescheidungen nach dem Orte der Eheschließung verzichtet worden. Es wurden nur die Großstädte Chemnitz, Dresden und Leipzig von dem übrigen Land Sachsen getrennt ausgezählt.

Schon bei dieser Vierteilung zeigten sich bei der Auszählung allerhand praktische Schwierigkeiten, die in der Hauptsache mit den Eingemeindungen und mit der verschiedenartigen Ausfüllung der G-Zählkarten in den Jahren 1920—1923 und 1924[2] zusammenhängen. Um einen Vergleich mit den in den Städten Chemnitz, Dresden und Leipzig gezählten Eheschließungen zu ermöglichen, mußte geprüft werden, ob auf den Zählkarten stets das Standesamt der Eheschließung mit dem Namen angegeben war, den es zur Zeit, als die betreffende Ehe geschlossen wurde, besaß. Trat z. B. eine Veränderung des Standesamtsnamen ein, so vermerkten die Standesämter, die in den Jahren 1920—1923 noch die G-Zählkarten auszufüllen hatten, meist die neue Standesamtsbezeichnung auf den Ehescheidungszählkarten, z. B. Dresden XVI, auch wenn die geschiedene Ehe vor dem Standesamt Leubnitz-Neuostra[3] geschlossen worden war. Dagegen gebrauchten die Gerichte im Jahre 1924 bei der Ausfüllung der G-Zählkarten in der Regel die alte Bezeichnung des Standesamts, die Bezeichnung zur Zeit, da die betreffende geschiedene Ehe geschlossen wurde. Es kam jedoch auch vor, daß die Standesämter die alte Bezeichnung verwendeten und die Gerichte die neue. Zu den Namensänderungen von Standesämtern kamen Zerschlagungen und Neubildungen von Standesämtern. Nicht immer wurden vollständige Standesamtsbezirke von den Städten einverleibt, sondern manchmal nur einige Gemeinden[4]. Namentlich diese Tatsache machte ein Verfolgen der Einverleibungen außerordentlich schwierig und sogar teilweise unmöglich. Unter diesen Umständen schien es geraten, nur die seit

1) Einteilung nach Verwaltungsbezirken: letzte Veröffentlichung im Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1921/23, S. 37; 2. Einteilungwseise s. handschriftliche Tab. des Sächs. Stat. Landesamts, für jede Kreishauptmannschaft werden die exemten Städte einzeln angegeben, dann die übrigen Städte zusammen und schließlich die „Landgemeinden" zusammen.

2) s. vorn S. 8 ff.

3) Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1921/23, S. 11.

4) Z. B. das frühere Standesamt Briesnitz kam zum Teil an Dresden (XV), zum Teil an das Standesamt Omsewitz, zum Teil an das Standesamt Mobschatz (s. Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen, 1921/23, S. 10/11).

Digitized by Google

dem 1. 1. 1919 erfolgten Eingemeindungen zu berücksichtigen. Die Ehen, die in einem zur Zeit der Eheschließung noch nicht, aber bis zum 1. 1. 1919 eingemeindeten Vorort geschlossen waren, wurden dennoch bei den Städten Chemnitz, Dresden oder Leipzig mitgezählt. War aber z. B. eine Ehescheidungskarte mit Standesamt Dresden XVI, das am 1. 4. 1921 gebildet wurde, ausgezeichnet, und war die Ehe am 12. 3. 1918 geschlossen, so wurde die Ehescheidung bei dem übrigen Land Sachsen gezählt, war die Ehe aber nach dem 1. 4. 1921 eingegangen, bei der Stadt Dresden.

War die Bezeichnung des Standesamts ungenau, etwa nur Standesamt I, ohne Ortsangabe, so wurden die Karten aufgeteilt nach dem angegebenen Landgericht, nur einmal war ein Vergleich der Handschriften nötig, als das Oberlandesgericht Dresden die Scheidung ausgesprochen hatte.

Die Verteilung der Scheidungen der Jahre 1920—1924 auf die Großstädte Chemnitz, Dresden und Leipzig und das übrige Land Sachsen ist aus der Übersicht 9 zu entnehmen.

Übersicht 9[1].

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Orte der Eheschließung.

Ort der Eheschließung	Ehescheidungen der Jahre									
	1920		1921		1922		1923		1924	
	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Stadt Chemnitz	360	10,61	330	8,64	338	9,62	278	8,04	233	7,04
Stadt Dresden	633	18,66	734	19,22	708	20,16	619	17,91	604	18,24
Stadt Leipzig	729	21,49	810	21,20	815	23,21	965	27,91	745	22,50
übriges Land Sachsen	1670	49,24	1946	50,94	1651	47,01	1595	46,14	1729	52,22
Sachsen zusam.:	3392	100,00	3820	100,00	3512	100,00	3457	100,00	3311	100,00

Stellt man diesen Zahlen die entsprechenden Zahlen der Wohnbevölkerung gegenüber, wie sie am 16. 6. 1925 festgestellt wurde[2], so erkennt man allein schon aus der prozentualen Verteilung der Wohnbevölkerung[3], ohne daß man erst allgemeine Scheidungs-

1) Abweichungen von der amtlichen Auszählung erklären sich aus der andersartigen Behandlung der Eingemeindungen.

2) s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 184, s. auch Statist. Jahrbuch für das Deutsche Reich 1926, S. 1 und 8.

3) Es entfallen auf die Stadt Chemnitz 6,64%, auf die Stadt Dresden 12,38%, auf die Stadt Leipzig 13,60% und auf das übrige Land Sachsen 67,38%.

Digitized by Google

ziffern berechnet[1], daß verhältnismäßig die in den Großstädten Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen häufiger geschieden werden, als es nach einer der Wohnbevölkerungsgröße proportionalen Verteilung der Ehescheidungen zu erwarten wäre[2]. Dieses Ergebnis entspräche den schon von Bertillon[3], Wright[4] und Bosco[5] an „städtischen Ehen" gemachten Beobachtungen[6].

Es sei noch bemerkt, daß bei den N-Karten besonders im Jahre 1920 auffällig war das häufige Vorkommen der Orte Plauen, Ölsnitz, Meerane, Strehla, Großenhain, sämtlich Orte, die verhältnismäßig nahe der Landesgrenze liegen.

Währen nun die in den Großstädten Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen kürzer oder länger als die im übrigen Land Sachsen eingegangenen?

Die Auszählung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Ort der Eheschließung in Verbindung mit der Dauer der Ehe[7] ergab, daß der prozentuale Anteil der Scheidungen von in den Städten Chemnitz, Dresden und Leipzig eingegangenen Ehen[8] mit der längeren Dauer der Ehe im allgemeinen abnimmt in sämtlichen fünf Kalenderjahren; in den höheren Ehedauerjahren betragen die im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen meist mehr als 50% sämtlicher entsprechender Scheidungen, einmal sogar werden von ihnen 62% erreicht. Demnach scheinen die in den 3 Großstädten geschlossenen Ehen verhältnismäßig rascher zur Scheidung zu gelangen als die im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen[9].

Die prozentuale Gliederung der Ehescheidungen nach Ehedauerjahren wurde ebenfalls für jede der drei Städte und das übrige

---

1) s. dazu vorn S. 17.

2) Über die Gliederung der Wohnbevölkerung nach dem Familienstand sind noch keine Ergebnisse bekanntgegeben (Oktober 1926).

3) Bertillon, M. Jacques: „Etude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe" in den „Annales de démographie internationale", 6. Jahrgang, Paris, Sept. 1882, S. 306 ff.

4) Wright, Caroll D.: A Report on Marriage and Divorce in the United States 1867 to 1886, including an Appendix relating to Marriage and Divorce in Certain Countries in Europe, Washington 1889, S. 158/162. Ausnahmen sind angeführt.

5) Bosco, Augusto: Divorzi e separazioni personali di coniugi, Annali di Statistica, Serie IV, vol. 94 bis, Roma 1908, S. 131 ff.

6) s. u. a. auch Ehrler, Jos.: „Zunahme der Ehescheidungen in den deutschen Großstädten" in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik, III. Folge, Band 62, 1921, II, S. 165 ff.

7) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/X, Tab. 23 und Tab. 24a, b, c, d, e.

8) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/X, Tab. 23.

9) vgl. auch Prinzing, Friedrich: „Die Ehescheidungen in Berlin und anderwärts" in der Zeitschrift für Sozialwissenschaft, 4. Jahrg. 1901, S. 730.

Digitized by Google

Land Sachsen für jedes der Jahre 1920—1924 errechnet[1]. Allerdings wurden hierbei wie auch bei allen folgenden Kombinationen nicht mehr Einzeldauerjahre durchgängig aufgeführt, sondern zum Teil — wegen der Kleinheit der Zahlen — Gruppenbildungen vorgenommen. Im allgemeinen scheinen auch nach diesen Prozentzahlen die „großstädtischen" Ehen schneller gelöst zu werden. Im übrigen Land sind verhältnismäßig mehr Ehen zu finden, bei denen nach 10jähriger und längerer Dauer erst zur Scheidung geschritten wird. Doch sind die Unregelmäßigkeiten zu zahlreich, um bestimmte Schlüsse zuzulassen. Es wurden deshalb für die angeführten Einzeldauerjahre noch Beziehungszahlen berechnet, analog zu denen der Tabellen V und VI[2] für das ganze Land Sachsen. Sie sind in der Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamts veröffentlicht[3]. Man ging in dieser Tabelle nicht bis zu vollen 18 Ehedauerjahren zurück, weil bei den kleineren Zahlen der großstädtischen Eheschließungen das Auslassen der Sterbefälle, der Wanderungen und vor allem der Einverleibungen störend wirkt[4]. Deutlich tritt bei dieser Berechnungsweise die stärkere Gefährdung der „großstädtischen" Ehen hervor und zwar in sämtlichen Ehedauerjahren. Im Vergleich mit der Summenzahl (Spalte 7 dieser Tabelle) sind stets die „Großstädte" überdurchschnittlich mit Scheidungen belastet. Eine verhältnismäßig besonders starke Scheidungshäufigkeit der Großstadtkriegsehen läßt sich nicht ab-

---

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/X, Tab. 24a, b, c, d, e.

2) Anlagen S. 10* und 11*.

3) 72. und 73. Jahrgang 1926/27. Die Eheschließungszahlen der Großstädte wurden dem Stat. Jahrbuch für das Königreich, bezw. den Freistaat Sachsen entnommen. Die Zahlen für das übrige Land Sachsen ergeben sich aus der Differenz: Ganz Sachsen — (Chemnitz, Dresden u. Leipzig):

Für das Jahr 1910 s. Jahrbuch 1912, S. 28,
„ „ „ 1911 „ „ 1913, S. 28,
„ die Jahre 1912/13 „ „ 1914/15, S. 20,
„ das Jahr 1914 „ „ 1916/17, S. 18,
„ die Jahre 1915, 1916, 1917, 1918, s. Jahrbuch 1918/20, S. 22, 24, 26, 28,
für die Jahre 1919, 1920, 1921 s. Jahrbuch 1921/23, S. 28, 30, 32.

Für die Jahre 1922—1924 wurden die Zahlen der handschriftlichen Tab. des Sächsischen Statistischen Landesamts benützt.

Für Chemnitz lassen sich diese Zahlen mit Hilfe der Vierteljahrsberichte zusammenstellen. (Statistische Vierteljahrsberichte der Stadt Chemnitz 1922 1923, 1924).

Für Dresden s. Monatsberichte des Statistischen Amts der Stadt Dresden 1922 und 1923 und Dresdener Statistische Jahresübersicht für 1924.

Für Leipzig s. Statistische Monatsberichte der Stadt Leipzig 1922, 1923, 1924.

4) s. vorn S. 70/71. Die beiden ersten Ehedauerjahre konnten unbedenklich ausgelassen werden, da sie in den später (s. S. 74/75) angeführten Ehedauertafeln genau dargestellt werden.

Digitized by Google

lesen, denn für die Kriegsehen steigt auch die Scheidungshäufigkeit für die im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen nicht unbeträchtlich.

Genaueren Einblick bieten Ehedauertafeln[1]. Solche Ehedauertafeln wurden für die ab 1919 bezw. 1920 geschlossenen Ehen berechnet[2]. Für 1920 mußten etliche Zahlen für das „übrige Land Sachsen" durch Interpolation berechnet werden[3], bei den Großstädten lag jedoch das Sterbekartenmaterial für 1919 vor, und da sehr selten[4] Ehescheidungen von in demselben Kalenderjahr geschlossenen Ehen vorkommen, wurde bei den Großstädten das Jahr 1919 mit in die Betrachtung einbezogen[5].

Von den Sterbefällen der Großstädte wurden 1. die Ortsfremden, 2. jene Sterbefälle, die in Vororten erfolgten, die nach dem Eheschließungsdatum eingemeindet wurden, und schließlich 3. jene Sterbefälle, bei denen sowohl Ortsfremdheit als auch Einverleibung vorlag, in Abzug gebracht[6]. Nur so war ein, abgesehen von den sonstigen statistisch nicht erfaßten Wanderungen, einwandfreier Vergleich mit den Eheschließungszahlen möglich.

Ohne weiteres erkennt man die größere Scheidungsgefährdung der in den drei Großstädten geschlossenen Ehen[7]. Außer den Summenzahlen für die drei Städte wurden die Zahlen für Chemnitz, Dres-

---

1) Berücksichtigung des Kalenderjahres der Eheschließung, der Ehelösungen durch Tod eines Ehegatten und der jeweils erfolgten Ehelösungen durch Scheidung. Dadurch sind bei Tafelberechnungen nicht die gleichen Prozent- bezw. Promillehäufigkeitszahlen für die einzelnen Ehedauerjahre zu erwarten, wie sie sich bei der einfachen Beziehung auf die Eheschließungen im Mittel zweier Jahre ergaben, s. vorn S. 73.

2) Tab. VII, Anlagen S. 12* für die in den Jahren 1919 und 1920 in Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen; für die in den Jahren 1921, 1922, 1923 in diesen drei Städten geschlossenen Ehen s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII—XI, Fortsetzung von Tab. 26.

Tab. II, Anlagen S. 4*/5* unter II, Ehedauertafel für die im Jahre 1920 im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen; für die in den Jahren 1921, 1922, 1923 im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 27.

3) s. vorn S. 50/51.

4) s. z. B.: Sp. 7 der Tab. VII, Anlagen S. 12* und der Tab. II, Anlagen S. 4*/5*.

5) Eingesetzt wurde das arithmetische Mittel aus den entsprechenden Auszählungen der Jahre 1920—1924..

6) Die bei der Auszählung der städtischen Sterbekarten in Abzug gebrachten Sterbefälle wurden denen im Landesamt für das übrige Land Sachsen ausgezählten oder durch Interpolation gefundenen (s. vorn S. 50/51) hinzugezählt.

Eine Zusammenstellung der für die Einverleibungen in Betracht kommenden Standesamtsänderungen findet sich einmal im Stat. Jahrbuch für den Freistaat Sachsen 1918/20, S. 8, und sodann im Jahrbuch für 1921/23, S. 10/12.

7) vgl. Sp. 15 der Tab. VII und II, II.

Digitized by Google

den und Leipzig gesondert angeführt[1]. Schon allein die absoluten Zahlen der Scheidungen kommen für die Großstädte fast den Sterbezahlen gleich[2]. Bei den 1919 und 1920 geschlossenen Ehen sind sogar im 3. und 4. Ehedauerjahr die Zahlen für die gerichtlichen Ehelösungen größer als die Zahlen der in demselben Dauerjahr durch Tod, sei es des Mannes oder der Frau, gelösten Ehen. Von sämtlichen Ehelösungen der ersten fünf Ehejahre der 1919 geschlossenen Ehen erfolgten 43,98% durch Scheidung. Für das übrige Land Sachsen bleiben stets die absoluten Ehescheidungszahlen hinter den absoluten Zahlen für die Todesfälle zurück, und auch für das ganze Land Sachsen ist, wie bereits dargestellt wurde, das gleiche der Fall[3].

Weshalb sind nun die in den Großstädten geschlossenen Ehen so besonders scheidungsgefährdet? Besteht ein Zusammenhang mit der sozialen Gliederung der Bevölkerung, mit der Zusammensetzung der Bevölkerung nach dem Alter[4], mit den Berufsverhältnissen, mit der Dichte des Zusammenwohnens, mit der Wohnungsnot[5], oder wird in den Großstädten zu jung geheiratet oder zu spät, sind derartige persönliche Verhältnisse von Einfluß auf die Scheidungshäufigkeit? Statistisch läßt sich ohne genügende Vergleichszahlen schwer eine oder die andere Vermutung beweisen. Hier sei nur näher auf das Heiratsalter eingegangen.

Bei der Kombination des Ortes der Eheschließung mit dem Heiratsalter des Mannes und mit dem Heiratsalter der Frau[6] sind einmal die horizontalen und dann die vertikalen Prozentgliederungszahlen berechnet worden.

Es war zu erkennen[7], daß bei dem Mann offenbar die im Alter von unter 25 Jahren in den Großstädten eingegangenen Ehen verhältnismäßig fester sind, als die vor den Standesämtern im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen. Je älter der Mann, desto niedriger werden im allgemeinen die Prozentzahlen für das übrige

---

1) s. Abkürzung C., D., L., es wurde keine besondere Sp. eingeschoben, damit der Tabellenkopf gleichbleiben konnte, und so der Vergleich mit den Ehedauertafeln für das ganze und das übrige Land Sachsen erleichtert wird.

2) s. Sp. 12 und 13 der Tab. VII, Anlagen S. 12*.

3) s. vorn S. 53 und Tabelle II, Anlagen S. 4*/5* und vorn Gesamtverzeichnis S. VIII, Tab. 5 und Tab. 6.

4) s. u. a. Bosco, Augusto: Divorzi e separazioni personali di coniugi, Annali die Statistica, Serie IV N. 94 bis, Roma 1908, S. 133.

5) s. Bemerkung von Rusch, Max: Statistik der Zivilrechtspflege. Ergänzungsheft Nr. 1 zum Deutschen Statistischen Zentralblatt, Leipzig 1912, S. 51.

6) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 28, 29, 30a, b, c, d, e und 31a, b, c, d, e.

7) s. vorn Gesamtverzeichnis, S. VIII/XI, Tab. 28.

Digitized by Google

Land Sachsen, namentlich zeigt sich dies bei der Altersgruppe 35 bis unter 40 Jahre.

Für die Frau[1] ergibt sich ein ähnliches, wenn auch unregelmäßigeres Bild.

Betrachtet man die Gliederung der Tabellen, in denen das Heiratsalter des Mannes für die 20er und 30er Jahre in Einzelaltersjahren angeführt ist[2], so findet man öfters[3] für Chemnitz eine stärkere Gefährdung der Ehen, bei denen der Mann bei der Eheschließung noch nicht 22 Jahre alt war, als eine solche aus den Prozentzahlen für Dresden, Leipzig und das übrige Land Sachsen zu entnehmen ist. Bestimmte Regelmäßigkeiten lassen sich jedoch nicht für alle Jahre, Alters- und Kalenderjahre, nachweisen.

Die Gliederung der Tabellen nach dem Heiratsalter der Frau[4] läßt ebenfalls keine klaren Schlüsse zu. Diese wären erst möglich nach einer Berechnung von Beziehungszahlen unter Benutzung der Gliederung der Eheschließungen nach dem Heiratsalter der Ehegatten[5]. Voraussetzung einer solchen Berechnung ist eine Gliederung der Ehescheidungen nach der Ehedauer[6], d. h. es wäre nötig eine Kombination von Heiratsalter, Ehedauer und Ort der Eheschließung. Die absoluten Zahlen, die hierbei gefunden wurden, sind jedoch zu klein, um eine Beziehungsrechnung zuzulassen.

Konnte auch nicht den einzelnen Ursachen der Scheidungshäufigkeit der in den Großstädten geschlossenen Ehen nachgegangen werden, so konnte doch klar festgestellt werden, daß die in den Städten Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen häufiger geschieden werden, als es bei den im übrigen Land Sachsen geschlossenen Ehen beobachtet wurde, und daß offenbar die größere Scheidungsgefahr der in den drei Großstädten Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen verhältnismäßig etwas abnimmt mit der längeren Dauer der Ehe.

III. Die Gliederung der Ehescheidungen nach der Kinderzahl, in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

Die Frage nach der Kinderzahl lautet auf den sächsichen Ehescheidungszählkarten: „Bemerkungen, insbesondere ob Kinder aus der Ehe und wieviele am Leben“[7]. Es werden also erfaßt:

---

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 29.
2) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 30a, b, c, d, e.
3) Besonders 1920 und 1921.
4) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 31a, b, c, d, e.
5) s. vorn S. 64ff. und Tab. V und VI, Anlagen S. 10* und 11*.
6) s. vorn S. 61. 7) s. vorn S. 12/13.

Digitized by Google

1. die Gesamtzahl der aus der geschiedenen Ehe stammenden Kinder,
2. die Zahl der lebenden Kinder,

und 3. als Differenz aus diesen beiden Angaben die Zahl der gestorbenen Kinder.

Nicht erfragt wird in Sachsen wie auch bei anderen Ehescheidungsstatistiken[1] das Alter und das Geschlecht der Kinder, ob durch die Eheschließung uneheliche Kinder legitimiert wurden, ob Kinder aus einer früheren Ehe des Mannes oder der Frau vorhanden sind. Erwünscht wären vor allem Angaben über das Alter der aus der Ehe stammenden Kinder. Als Form der Altersangabe wäre die Angabe der Geburtsdaten der Angabe des Alters zur Zeit der Ehescheidung der Eltern vorzuziehen. Nur bei Angabe der Geburtsdaten könnten die Fälle statistisch ausgewiesen werden, bei denen ein eheliches Kind in einer Zeit von weniger als 6 Monaten nach der Eheschließung geboren wurde[2], und dadurch könnte vielleicht eine besonders hohe Scheidungshäufigkeit solcher Ehen mit „vorehelichen" Kindern entdeckt werden. Kann vermutet werden, daß die Ehe nur geschlossen wurde, um die Unehelichkeit des Kindes zu vermeiden? Ist vielleicht die Ehe nur eingegangen worden, um ein uneheliches Kind zu legitimieren?[3] Haben sich die Eltern vor der Ehe mit der Unehelichkeit des Kindes abgefunden, sind sie dann auch leichter geneigt, sich wieder scheiden zu lassen?

Vereinzelt fanden sich bei den Ehescheidungskarten der Jahre 1920—1924, besonders häufig im Jahre 1924, Altersangaben für die Kinder, für voreheliche Kinder, seien sie als eheliche geboren[2] oder später legitimiert[3], in Form der Geburtsdaten. Bei Ehen, die nach längerer Dauer geschieden wurden, war öfters angegeben, ob Kinder noch minderjährig sind, oder ob alle Kinder bereits volljährig sind.

Schwierigkeiten bei der Beantwortung der Frage nach der Kinderzahl bereitet die Tatsache, daß aus den Urteilsausfertigungen, laut Angabe der Standesbeamten auf den Zählkarten, vielfach nicht die nötigen Aufschlüsse über die Zahl der lebenden und namentlich der gestorbenen Kinder entnommen werden können. Es wurden deshalb bei der Auszählung entsprechend der amtlichen Gepflogenheit[4] nur die lebenden Kinder berücksichtigt.

War bei Kindern ausdrücklich angegeben, daß sie aus einer früheren Ehe des Mannes oder der Frau stammten, so wurden sie

---

1) s. Band 276 der Statistik des Deutschen Reiches S. 4*.
2) s. B. G. B. §§ 1591 ff.
3) s. B. G. B. §§ 1719 ff.
4) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 196; 1913, S. 266/267; 1920/21, S. 48/52; 1923, S. 67/68.

Digitized by Google

nicht mitgezählt, dagegen wurden legitimierte, ehelich erklärte, adoptierte Kinder und solche, deren Ehelichkeit noch nicht angefochten worden war, den ehelichen Kindern gleichgestellt.

Besondere Spalten wurden eingeführt für „Ehen mit unbekannt wieviel Kindern" und Ehen, bei denen überhaupt keine Angabe über die Kinderzahl vorlag. Nicht selten war ein einfaches „ja" als Antwort auf die Frage nach der Kinderzahl auf die Zählkarte geschrieben. Solche Fälle wurden „unbekannt" genannt. Ebenso wurden unter „unbekannt" gerechnet Fälle mit einer der folgenden Angaben: mehrere Kinder, Kinder am Leben, Kinder scheinbar nicht vorhanden, im Scheidungsurteil sind keine Kinder angegeben, aus der Urteilsausfertigung nicht zu entnehmen, aus der Ehe sind noch minderjährige Kinder vorhanden, Kinder sind aus der Ehe hervorgegangen, keine minderjährigen Kinder mehr, ja, wieviel unbekannt und so fort. Bei den meisten Ehen mit unbekannter Kinderzahl werden Kinder vorhanden sein, allerdings muß man auch mit der Möglichkeit rechnen, daß ebenfalls kinderlose Ehen die Bezeichnung „Kinderzahl unbekannt" erhielten.

Übersicht 10.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl.

Kinderzahl	Ehescheidungen der Jahre									
	1920		1921		1922		1923		1924	
	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
kinderlose Ehen	1369	40,35	1482	38,79	1480	42,13	1414	40,90	1355	40,92
Ehen mit ... Kind.										
1	814	24,00	927	24,26	881	25,08	853	24,67	953	28,78
2	430	12,68	540	14,14	454	12,93	427	12,35	485	14,65
3	224	6,60	249	6,52	211	6,01	186	5,38	184	5,56
4	89	2,62	96	2,51	88	2,51	107	3,09	99	2,99
5	38	1,12	69	1,81	46	1,31	49	1,42	57	1,72
6	22	0,65	21	0,55	27	0,77	22	0,64	29	0,88
7	5	0,15	14	0,37	8	0,23	13	0,38	16	0,48
8	2	0,06	6	0,16	6	0,17	2	0,06	7	0,21
9	3	0,09	2	0,05	2	0,06	3	0,09	4	0,12
10	—	—	3	0,08	—	—	1	0,03	2	0,06
11 und mehr	1	0,03	1	0,03	2	0,06	1	0,03	1	0,03
unbekannt wieviel	238	7,02	214	5,60	220	6,26	270	7,81	90	2,72
Ehen ohne Angabe der Kinderzahl	157	4,63	196	5,13	87	2,48	109	3,15	29	0,88
zusammen:	3392	100,00	3820	100,00	3512	100,00	3457	100,00	3311	100,00

Digitized by Google

Wie zahlreich die Fälle sind, bei denen die Kinderzahl unbekannt war oder keine Angabe über die Kinderzahl vorlag, geht aus Übersicht 10[1] hervor.

Namentlich sind die genannten Fälle häufig bei den N-Karten, rund $^1/_5$ sämtlicher Ehescheidungen der N-Karten fallen unter diese Bezeichnungen. Auffallend ist der Rückgang der Ehen mit unbekannter Kinderzahl und ohne Angabe der Kinderzahl bei den G-Karten im Jahre 1924. Man kann annehmen, daß er mit der im Jahre 1924 eingetretenen Ausfüllung der G-Zählkarten durch die Gerichte zusammenhängt[2].

Amtlich hat man die Fälle mit unbekannter Kinderzahl und ohne Angabe der Kinderzahl vielfach nach anderen Gesichtspunkten behandelt, die Deutung der Standesamts- oder Gerichtsangaben war verschieden. Dadurch sind Unstimmigkeiten zwischen den Ergebnissen der amtlichen und der vorliegenden Auszählung entstanden.

Übersicht 11[3]

Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach der Kinderzahl. (Prozentzahlen.)

(G- und H-Karten.)

Ehescheidungs-kalenderjahre	kinderlose Ehen	Ehen mit Kindern	Ehen ohne Angabe der Kinderzahl	zusammen
1	2	3	4	5
1906/10	30,19	55,01	14,80	100,00
1911	28,10	60,71	11,19	100,00
1912	27,83	59,06	13,11	100,00
1913	30,38	60,41	9,21	100,00
1914	29,74	61,16	9,10	100,00
1915	34,81	55,88	9,31	100,00
1916	43,07	50,32	6,61	100,00
1917	42,38	51,00	6,62	100,00
1918	44,96	49,28	5,76	100,00
1919	45,85	48,48	5,67	100,00

1) s. vorige Seite. 2) s. vorn S. 10/11.

3) Quellenangabe für die der Übersicht 11 zugrunde liegenden absoluten Zahlen: für 1906/10 s. Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 267, Sp. 41,
für 1911—1915 s. Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 49/51, Sp. 42,
für 1916—1919 s. Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 67/68, Summenzahl der Sp. 20, 21 und 22.

Digitized by Google

Deutlich zeigen aber die amtlichen Tabellen und die Zusammenstellung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl in der Übersicht 10, daß die höchsten absoluten Zahlen, fast $^2/_5$ der Gesamtzahl der Scheidungen, auf die kinderlosen Ehen entfallen. Für Preußen stellt sich ein ähnlicher, etwas höherer Prozentsatz heraus für 1919/22: 44,7%[1]. Vergleicht man die Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl mit derjenigen der Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 (siehe Übersicht 11), so sieht man, daß der Prozentsatz der kinderlosen Ehen in den Friedensjahren und 1914 und 1915 kleiner war als in den Nachkriegsjahren 1920—1924. Dagegen sind in den Jahren 1916—1919 verhältnismäßig mehr kinderlose Ehen geschieden worden als in den Jahren 1920—1924. Bei der Mehrzahl der Ehescheidungen sind aber sowohl in den Jahren 1920—1924 als auch in den Jahren 1906—1919 Kinder vorhanden. Die Gliederungsprozentzahlen für die Jahre 1920—1924 weisen eine bedeutende Konstanz auf, abgesehen von den bereits erwähnten Fällen mit unbekannter Kinderzahl und ohne Angabe der Kinderzahl. Doch besagt die Zusammenstellung der Übersichten 10 und 11 nichts darüber, ob kinderlose Ehen im allgemeinen und im besonderen in den Jahren 1920—1924 stärker scheidungsgefährdet sind als Ehen, aus denen Kinder hervorgegangen sind. Man müßte die Gliederung aller bestehenden Ehen nach der Kinderzahl kennen. Sind verhältnismäßig viel Ehen vorhanden, die erst kurze Zeit bestanden haben, so kann man mit einem größeren Prozentsatz kinderloser oder kinderarmer Ehen rechnen. Die Zusammensetzung der bestehenden Ehen nach der Kinderzahl ist aber bisher in Deutschland, selbst für Berlin, nicht aus den Volkszählungsergebnissen zu entnehmen[2], und auch bei der Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. 6. 1925 ist keine derartige Fragestellung vorhanden und folglich auch keine derartige Auszählung vorgesehen[3].

Man müßte zu Ersatzmethoden greifen. Da ließe sich einmal die von Bertillon benutzte anwenden, nämlich die Berechnung der mittleren Fruchbarkeit der geschiedenen Ehen und der Vergleich derselben mit der mittleren Fruchtbarkeit der bestehenden Ehen[4]. Doch läßt sich diese Berechnung nicht durchführen wegen der

---

1) Zeitschrift des Preußischen Statistischen Landesamts 1924, 3. und 4. Abteilung, S. 86.

2) Mayr, Georg von: Moralstatistik, a. a. O., S. 223.

3) Reichsministerialblatt 1925, Nr. 14, S. 131 ff.

4) Bertillon, M. Jacques: „Etude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe" in den „Annales de démographie internationale", 6. Jahrgang, Paris 1882, S. 415 für die Niederlande, S. 418 für Schweden.

Digitized by Google

vielen unvollständig ausgefüllten Zählkarten. Machen doch die Ehen mit unbekannter Kinderzahl und ohne Angabe der Kinderzahl zum Teil mehr als 10% sämtlicher Scheidungen aus[1].

Ein anderer Ausweg könnte sich bieten durch eine Haushaltungsstatistik, wie sie zum Beispiel für denselben Zweck schon von Boeckh[2] herangezogen wurde. Doch auch hier liefert die Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. 6. 1925 bisher noch keine Unterlagen[3]. Man kann also nichts aussagen über den Einfluß der Kinderzahl auf die Scheidungshäufigkeit, ob Kinderlosigkeit[4] in den Jahren 1920—1924 eher zur Scheidung führte bei den sächsischen Ehen, ob vielleicht die Kinderlosigkeit wieder eine Folge der Wohnungsnot ist und deshalb namentlich die großstädtischen Ehen geschieden werden, oder ob schon durch die Dauer der Ehe und das Heiratsalter der Ehegatten die Zahl der kinderlosen Ehen beeinflußt wird. Obgleich die Vergleichszahlen fehlen, wurden dennoch die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und nach dem Heiratsalter der Ehegatten in Verbindung mit der Kinderzahl gegliedert, vielleicht daß später einmal Beziehungszahlen berechnet werden können, wenn die Ergebnisse der „Haushaltungszählung" vom 16. 6. 1925 veröffentlicht sind.

Die Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl und der Ehedauer[5] zeigt, daß je kürzer die Ehe gedauert hat, desto größer im allgemeinen die Zahl der kinderlosen Ehen ist. Die niedrigsten Prozentzahlen finden sich für eine Ehedauer von 20 bis unter 25 Jahren[6].

Irgendwelche besondere Regelmäßigkeiten lassen sich aus den Tabellen, die die Verteilung der kinderlosen Ehen auf die einzelnen Dauerjahre bezw. Gruppen von Dauerjahren wiedergeben[7], nicht herauslesen. Daß erst bei längerer Ehe eine größere Kinderzahl erscheint, ist ganz natürlich. Über 30% der kinderlosen Ehen haben

1) s. Übersicht 10, S. 78.

2) Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, a. a. O., S. XIV.

3) Nach Reichsministerialblatt 1925 Nr. 14, S. 176/177 ist vorgesehen eine Tab. über die Einzel- und Familienhaushaltungen nach dem Beruf des Haushaltungsvorstandes (Tab. 3 A). Diese Zahlen ließen sich vielleicht verwenden, sie sind jedoch noch nicht (Oktober 1926) veröffentlicht.

4) Eine größere Scheidungshäufigkeit kinderloser Ehen im Vergleich zu Ehen, bei denen Kinder vorhanden waren, wurde nachgewiesen u. a. von Bertillon (Etude démographique du divorce..., a. a. O., S. 409 ff.), Boeckh (Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin, a. a. O., S. XIV und XV) und Bosco (Divorzi e separazioni personali di coniugi ..., a. a. O., S. 216) (s. auch Mayr, G. v.: Moralstatistik, a. a. O., S. 225).

5) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 32 und 33a, b, c, d, e.

6) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 32.

7) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 33a, b, c, d, e.

Digitized by Google

noch nicht vier Jahre gedauert. Besonders hohe Prozentzahlen für die kinderlosen Ehen treten im Jahre 1923 und im Jahre 1924 bei den ersten vier Ehedauerjahren auf.

Aus der Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl und dem Heiratsalter des Mannes und der Frau[1] war zu entnehmen, daß, je älter der Mann und besonders je älter die Frau bei der Eheschließung war, desto größer die Prozentzahlen für die kinderlosen Ehen sind[2], wie man es ja schon aus physiologischen Gründen erwarten konnte. Je niedriger das Heiratsalter des Mannes und der Frau war, desto mehr Kinder sind aus der geschiedenen Ehe hervorgegangen. Die Fälle mit unbekannter Kinderzahl und ohne Angabe der Kinderzahl verteilen sich unregelmäßig auf alle Altersgruppen. Es ist durchaus nicht der Fall, daß sie besonders zahlreich bei der jüngsten oder bei der ältesten Altersgruppe auftreten.

Bei der Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Kinderzahl und nach Einzelaltersjahren, bezw. nach Altersgruppen ist, sowohl für den Mann[3], als auch für die Frau[4], auf keine Merkwürdigkeit aufmerksam zu machen. Erst nach einer Beziehung auf die Zusammensetzung der bestehenden Ehen nach Kinderzahl, Heiratsalter der Ehegatten und Dauer der Ehe ließe sich Bestimmtes aussagen. Die grundlegende in Deutschland noch nicht vorhandenene Gliederung der stehenden Ehen nach der Kinderzahl kann nicht ersetzt werden durch Eheschließungszahlen.

Die Ausbeute bei den Tabellen ist also eine geringe. Schlüsse auf die Beeinflussung der Scheidungshäufigkeit durch die Kinderzahl konnten nicht gezogen werden. Auch bei der Kombination der Kinderzahl mit der Dauer der Ehe und mit dem Heiratsalter der Ehegatten fanden sich keine Regelmäßigkeiten.

IV. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Altersunterschied der Ehegatten, in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten.

Der Altersunterschied der Ehegatten wurde aus den Geburtsdaten[5] der Ehegatten berechnet. Man war nicht wie Boeckh[6] an-

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI/XII, Tab. 34, 35, 36a, b, c, d, e und 37a, b, c, d, e.

2) Für den Mann s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 34, für die Frau s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 35.

3) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XI, Tab. 36a, b, c, d, e.

4) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII, Tab. 37a, b, c, d, e.

5) s. vorn S. 13.

6) Boeckh, R.: Statistik der Ehescheidungen in der Stadt Berlin in den Jahren 1885—1894, a. a. O., S. XI.

Digitized by Google

Übersicht 12.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Altersunterschied der Ehegatten.

Altersunterschied der Ehegatten	Ehescheidungen der Jahre									
	1920		1921		1922		1923		1924	
	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
der Mann war ... Jahre älter als die Frau										
30 und mehr	4	0,12	4	0,10	6	0,17	4	0,12	3	0,09
25 bis unter 30	2	0,06	7	0,18	11	0,31	10	0,29	11	0,33
20 „ „ 25	21	0,62	21	0,55	25	0,71	22	0,64	28	0,85
15 „ „ 20	62	1,83	64	1,68	73	2,08	72	2,08	42	1,27
10 „ „ 15	160	4,72	176	4,61	201	5,72	205	5,93	161	4,86
9	59	1,74	80	2,09	68	1,94	74	2,14	80	2,42
8	79	2,32	109	2,85	73	2,08	77	2,23	96	2,90
7	114	3,36	139	3,64	135	3,84	109	3,15	101	3,05
6	174	5,13	158	4,14	174	4,95	129	3,73	122	3,68
5	186	5,48	188	4,92	190	5,41	199	5,76	169	5,10
4	252	7,43	275	7,20	245	6,98	235	6,79	225	6,80
3	304	8,96	330	8,64	269	7,66	291	8,42	266	8,03
2	393	11,58	380	9,95	337	9,60	335	9,68	335	10,13
1	348	10,25	403	10,54	358	10,19	377	10,90	365	11,03
weniger als 1	335	9,88	383	10,03	318	9,06	345	9,98	356	10,76
Der Mann war ... Jahre jünger als die Frau										
weniger als 1	288	8,49	356	9,32	318	9,06	278	8,04	266	8,03
1	161	4,75	234	6,13	202	5,75	200	5,78	219	6,61
2	123	3,63	155	4,06	147	4,19	132	3,82	145	4,38
3	94	2,77	92	2,41	92	2,62	109	3,15	97	2,93
4	63	1,86	72	1,88	70	1,99	68	1,97	53	1,60
5	42	1,24	54	1,41	58	1,65	44	1,27	39	1,18
6	33	0,97	35	0,92	41	1,17	30	0,87	35	1,06
7	27	0,80	18	0,47	30	0,85	22	0,64	22	0,66
8	16	0,47	26	0,68	17	0,48	30	0,87	17	0,51
9	10	0,29	13	0,34	15	0,43	13	0,38	14	0,42
10 bis unter 15	29	0,86	35	0,92	31	0,88	32	0,93	31	0,93
15 „ „ 20	6	0,18	8	0,21	7	0,20	9	0,26	9	0,27
20 „ „ 25	3	0,09	4	0,10	—	—	2	0,06	3	0,09
25 „ „ 30	3	0,09	1	0,03	—	—	2	0,06	1	0,03
30 und mehr	1	0,03	—	—	1	0,03	2	0,06	—	—
zusammen:	3392	100,00	3820	100,00	3512	100,00	3457	100,00	3311	100,00

Digitized by Google

gewiesen auf Angaben des Alters in zur Zeit der Scheidung vollendeten Altersjahren. Da die Fälle mit unbekannten Geburtsdaten bereits bei der Gliederung der Ehescheidungen nach dem Heiratsalter des Mannes, bezw. der Frau aufgeteilt wurden[1], so erschienen bei der Auszählung nach dem Altersunterschied der Ehegatten keine Fälle mit unbekanntem Altersunterschied. Ausgezählt wurde der Altersunterschied nach Einzeljahren; in den Tabellen aber wurden bei einem Altersunterschied von mehr als 10 Jahren nur Zahlen für je 5 Jahre umfassende Gruppen angeführt, für einen Altersunterschied von mehr als 30 Jahren wurden offene Flügelgruppen[2] gebildet.

Aus der Übersicht 12 (siehe vorige Seite) erkennt man, daß in den Jahren 1920—1924 absolut am meisten die Ehen geschieden wurden, bei denen der Mann bis 4 Jahre älter war als die Frau oder kein volles Jahr jünger als die Frau. Die prozentuale Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Altersunterschied der Ehegatten ist in der Übersicht 13 wiedergegeben. Die amtliche Einteilung ist etwas anders als die für die Ehescheidungen des Jahre 1920—1924 angewandte, enthält Gruppen verschieden großen Umfangs, dazu wurde nur die amtliche Auszählung der G- und H-Karten veröffentlicht[3]. Besonderheiten fallen bei dem Vergleich der Übersichten 12 und 13 nicht auf.

Aus den absoluten Zahlen dieser Übersichten läßt sich jedoch kein Schluß ziehen über die mehr oder minder große Scheidungsgefahr von Ehen bei dem oder jenem Altersunterschied der Ehegatten. Man kann z. B. nicht behaupten, daß, „wenn in der Ehe der Mann älter ist als die Frau, die meisten Ehescheidungsfälle auf ein Alter des Mannes entfallen, das das der Frau um 1—10 Jahre übersteigt"[4]. Es kommt darauf an, wieviele Ehen vorhanden sind, bei denen der Mann z. B. älter ist als die Frau. Da kann es sich gerade herausstellen, daß Ehen, bei denen der Mann 1—10 Jahre älter ist als die Frau, seltener geschieden werden als Ehen, bei denen der Mann 10 und mehr Jahre älter ist als die Frau[5]. Die Gliederung der bestehenden Ehen nach dem Altersunterschied der Ehegatten ist für Sachsen bei den Volkszählungen der Jahre 1905 und 1910 erfaßt worden[6]. In der Kriegs- und Nachkriegszeit konnten

1) s. vorn S. 54.

2) u. a. Zižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 112.

3) s. vorn S. 22.

4) Goetz, Leop. Carl: „Zur Soziologie der Ehescheidungen" in „Die Frau" herausgegeben von Helene Lange und Gertrud Bäumer, 34. Jahrgang, 1. Heft, Okt. 1926, S. 47.

5) s. z. B. Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 194 (Tab.).

6) s. Würzburger, E.: „Ehestatistik nach den Volkszählungen von 1905 und 1910" in Sächs. St. L. A. Z. 1914, S. 82 ff.

Digitized by Google

Übersicht 13[1].

Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Altersunterschied der Ehegatten. (Prozentzahlen.) (G- und H-Karten.)

Altersunterschied der Ehegatten	Ehescheidungen der Jahre									
	1906/10	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Der Mann war älter als die Frau um										
über 30 Jahre	0,20	0,06	0,11	0,39	0,11	0,17	0,18	0,27	0,22	0,16
„ 25 bis 30 Jahre	0,18	0,06	0,17	0,34	0,16	0,35	0,36	0,36	0,36	0,27
„ 20 „ 25 „	0,67	0,71	0,29	0,58	0,47	0,70	0,73	0,91	0,79	0,75
„ 15 „ 20 „	1,73	1,49	1,54	1,67	1,26	2,18	2,54	2,72	1,94	1,66
„ 10 „ 15 „	5,49	4,64	5,70	5,19	6,53	6,87	6,35	9,44	6,76	4,55
„ 5 „ 10 „	19,65	19,52	19,56	21,26	20,95	18,45	24,39	20,96	20,86	20,17
„ 1 „ 5 „	34,01	36,73	36,94	36,30	37,58	36,64	33,91	35,49	38,49	37,77
„ 0 „ 1 Jahr	8,84	9,88	8,38	9,84	8,26	9,66	8,88	7,44	10,29	11,13
Der Mann war jünger als die Frau um										
über 0 bis 1 Jahr	7,91	7,44	8,38	7,39	7,00	7,22	5,89	4,54	5,40	6,69
„ 1 „ 5 Jahre	14,97	13,04	13,74	11,41	12,04	12,36	12,24	12,25	10,72	12,09
„ 5 „ 10 „	4,43	4,76	3,82	4,26	4,00	3,83	2,99	3,99	3,02	3,64
„ 10 „ 15 „	1,42	1,01	1,14	0,93	0,95	0,96	1,18	1,09	0,79	0,64
„ 15 „ 20 „	0,38	0,42	0,17	0,34	0,32	0,61	0,18	0,45	0,14	0,27
„ 20 Jahre	0,08	0,06	0,06	0,10	0,37	—	0,18	0,09	0,22	0,05
unbekannter Altersunterschied	0,04	0,18	—	—	—	—	—	—	—	0,16
zusammen:	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

1) Quellennachweis s. nächste Seite.

Digitized by Google

diese ehestatistischen Ausmittlungen nicht fortgesetzt werden, da, ganz abgesehen von der räumlichen Trennung vieler Ehegatten, die im Krieg durch die Einberufung der Männer eintrat, die Volkszählungen der Jahre 1916, 1917 und 1919 nach der Begrenzung ihres Erhebungs- und Aufbereitungsumfangs[2] der Erfassung ehelicher Verhältnisse nicht dienen konnten. Aber auch für die Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. 6. 1925 ist eine Auszählung der Ehen nach dem Altersunterschied der Ehegatten von reichswegen nicht vorgesehen[3].

Man kann also bezüglich der Gliederung nach dem Altersunterschied der Ehegatten für einen Vergleich der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 mit den bestehenden Ehen nur auf die Volkszählung von 1910 als zeitlich nächstliegender Ausmittlung zurückgreifen. Daß solch ein Vorgehen, nach den durch den Krieg eingetretenen Veränderungen im Bestande und der Zusammensetzung der Ehen[4], nicht geraten ist, liegt auf der Hand.

Es bliebe demnach für eine Berechnung der Ehescheidungshäufigkeit nach dem Altersunterschied der Ehegatten für die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nur eine Beziehung auf Eheschließungszahlen. Man könnte zu jenen Tabellen greifen, denen die Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter entnommen wurde[5]. Allerdings ist in diesen Tabellen das gegenseitige Heiratsalter der Ehegatten verzeichnet und nicht der Altersunterschied der Eheschließenden. Der Altersunterschied der Eheschließenden wird in Sachsen außerdem noch statistisch erfaßt[6], da aber diese Auszählungen nicht regelmäßig durchgeführt werden konnten, muß man sich mit den angeführten Tabellen über das gegenseitige Heiratsalter der Ehegatten begnügen. Die Verschiedenheit der Darstellung der Altersverhältnisse der Ehegatten in diesen Tabellen und in der Ehescheidungsstatistik ist aber so bedeutend, daß die Berechnung von genauen Beziehungszahlen ausgeschlossen ist. Dazu kommt, daß eine Berechnung von Beziehungszahlen — auch

---

1) Anmerkung zu Übersicht 13: Quellennachweis für bie benutzten absoluten Zahlen:
für 1906—1910 s. Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 267, Spalte 41,
für 1911—1915 s. Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 43/45/47, Spalte 42,
für 1916—1919 s. Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 64/65, Summenzahlen der Spalten 20, 21 und 22.

2) s. Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 1: „Die Volkszählung vom 8. Oktober 1919."

3) Reichsministerialblatt 1925, Nr. 14, S. 131 ff., insbesondere S. 162—170.

4) s. u. a. Burgdörfer, F.: „Entwicklung der deutschen Bevölkerung seit dem Weltkrieg" im Allgemeinen Statistischen Archiv 1921/22, S. 4 ff.

5) s. vorn S. 64.

6) Statistik des Deutschen Reiches, Band 276, S. 7* f.

Digitized by Google

wenn der Altersunterschied der Eheschließenden bekannt wäre — sich überhaupt für Sachsen allein nicht lohnen würde, da, wenn man keine größeren, Einzelheiten verwischende Gruppen bilden will, die Zahlen der Stammasse der Eheschließenden und die Zahlen der Fruchtmasse der Ehescheidungen bei einer Gliederung nach dem Altersunterschied der Ehegatten zu klein sind[1].

Nach der Auszählung der Ehescheidungen nach dem Altersunterschied der Ehegatten in Verbindung mit der Ehedauer[2] scheinen die Ehen, bei denen der Altersunterschied der Ehegatten mehr als 20 Jahre beträgt, sei nun der Mann älter oder jünger als die Frau, verhältnismäßig rascher gelöst zu werden, als Ehen, bei denen der Altersunterschied der Ehegatten weniger Jahre ausmacht. Bei den zuerst genannten Ehen mit bedeutendem Altersunterschied der Ehegatten ist außerdem eher mit der Möglichkeit zu rechnen, daß die Ehe durch Tod des älteren Ehegatten gelöst wird, da ja mit höherem Alter die Sterbenswahrscheinlichkeit im allgemeinen eine größere sein dürfte, bezw. ist[3]. Nach längerer Ehedauer werden demnach die Ehen mit großem Altersunterschied der Ehegatten häufiger gelöst sein, Ehen mit geringem Altersunterschied der Ehegatten werden dagegen, vom Standpunkt der Sterblichkeit der Ehegatten aus gesehen, länger bestehen können und darum auch in höheren Ehedauerjahren noch unter der Gefahr der Scheidung stehen.

Bei einer feineren Ausgliederung der Ehescheidungen nach dem Altersunterschied der Ehegatten und nach der Ehedauer[4] waren

---

1) Ein roher Vergleich mit den Eheschließungszahlen (z. B. für das Jahr 1913, Statistik des Deutschen Reiches, Band 275, S. 18) ist möglich durch Ablesen der Zahlen für das gegenseitige Heiratsalter der Ehegatten in schräger Richtung, parallel zu der Linie, die in der angegebenen Tab. durch die dickgedruckten Zahlen gebildet wird. Allerdings darf man dabei nicht die Gruppenbildung bei höherem Heiratsalter übersehen. Immerhin sieht man nach der Tab. für das Jahr 1913 und nach den Tab., auf die Anmerkung 5 der S. 86 hinweist, daß die höchsten Zahlen in der Nähe der dickgedruckten liegen, d. h. die in den Übersichten 12 und 13 dargestellte Gliederung der Ehescheidungen nach dem Altersunterschied der Ehegatten ähnelt in groben Zügen der Gliederung der Eheschließenden nach dem Alter.

2) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII, Tab. 38, 39 a, b, c, d, e und 40 a, b, c, d, e, insbesondere Tab. 38.

3) Vgl. die Sterbetafeln für Sachsen für das Jahr 1910 in der Sächs. St. L. A. Z. 1912, S. 424 ff. Neue Sterbetafeln können nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 16. Juni 1925 berechnet werden (s. Sächs. St. L. A. Z. 1924/25, S. 23 oben, Schluß des Aufsatzes von Burkhardt über die Bevölkerungsentwicklung in Sachsen nach dem Kriege bis Mitte 1925), (s. auch Reichsministerialblatt 1925, S. 164, Tab. 5, S. 166, Tab. 6); s. endlich Bertillon, M. Jacques: Etude démographique du divorce..., a. a. O., S. 439, und Jaeckel R.: „Das Heiratsalter im Deutschen Reich 1901—1910" in der Zeitschrift für Sozialwissenschaft, Neue Folge, 4. Jahrgang 1913, S. 88 unten.

4) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII, Tab. 39a, b, c, d, e u. 40a, b, c, d, e.

Digitized by Google

besonders auffallend die hohen Prozentzahlen für jene Ehen, die noch nicht vier volle Jahre bestanden haben und bei denen der Mann 10 und mehr Jahre älter war als die Frau.

Der Vollständigkeit halber wurde auch noch die Kombination des Altersunterschieds der Ehegatten mit dem Heiratsalter des Mannes[1] und mit dem Heiratsalter der Frau[2] ausgezählt. Bei den Männern, die in einem Alter von unter 25 Jahren geheiratet haben, traten die höchsten Prozentzahlen bei jenen Ehen auf, in denen die Männer dieser Altersklasse eine um 2 oder 1 Jahr jüngere oder eine fast gleichaltrige Frau geheiratet hatten[3]. Je älter der Mann bei der Heirat war, desto mehr verschiebt sich das Maximum der Prozentzahlen auf jene Spalten der Tabelle, die ein größeres Altersübergewicht der Männer über die Frau angeben.

Daß der Mann erst bei höherem Heiratsalter 10 und mehr Jahre älter als die Frau sein kann, ist nach den gesetzlichen Bestimmungen über das Heiratsalter[4] selbstverständlich.

Zu den Tabellen, die die Kombination des Altersunterschieds der Ehegatten mit dem Heiratsalter der Frau zeigen[5], ist nichts Besonderes zu sagen, es kommt klar zum Ausdruck, daß der Mann nur bei höherem Heiratsalter der Frau jünger sein kann als die Frau.

Erst die Beziehung der in den Tabellen angeführten absoluten Zahlen auf die bestehenden Ehen, die nach dem Altersunterschied der Ehegatten, Dauer der Ehe und Heiratsalter des Mannes und der Frau zu gliedern wären, könnte einen Schluß darauf gestatten, bei welchem Altersunterschied, welcher Dauer der Ehe, bezw. welchem Heiratsalter des Mannes oder der Frau die Scheidungshäufigkeit z. B. am größten oder am kleinsten ist. Da diese Vergleichszahlen bisher im Deutschen Reiche nicht vorhanden sind[6], muß man sich mit den wenig aufschlußreichen, absoluten Zahlen begnügen.

---

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII, Tab. 41, Tab. 43a, b, c, d, e und Tab. 44a, b, c, d, e.

2) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII/XIII, Tab. 42, Tab. 45a, b, c, d, e und Tab. 46a, b, c, d, e.

3) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII, Tab. 41.

4) s. vorn S. 55.

5) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XII/XIII, Tab. 42, 45 a, b, c, d, e und 46a, b, c, d, e.

6) s. vorn S. 46 und S. 61.

Digitized by Google

V. Die Gliederung der Ehescheidungen nach dem Beruf des Ehemannes, in Verbindung mit der Dauer der Ehe und in Verbindung mit dem Heiratsalter des Mannes.

Die Angaben über den Beruf des geschiedenen Ehemannes und seine Stellung in demselben bieten die einzige Handhabe für eine Betrachtung der Ehescheidungen als Sozialerscheinung. Nur die Berufsangaben können Antwort geben auf die Frage: In welchen Volkskreisen kommen die meisten Ehescheidungen vor?

Die Berufsangaben werden auf den Zählkarten für keinen bestimmten Zeitpunkt verlangt[1], doch wird man nicht fehlgehen mit der Annahme, daß der Beruf, den der Mann während des Scheidungsprozesses ausübte, angegeben sein wird. Nur vereinzelt wurde außerdem ein früherer Beruf des Mannes auf der Zählkarte verzeichnet, namentlich wenn der Mann zur Zeit des Scheidungsprozesses bereits pensioniert war oder der neue Beruf unbekannt war. Bei der Auszählung wurde jedoch der frühere Beruf in der Regel nicht berücksichtigt, man griff nur auf ihn zurück, wenn er die einzige Berufsangabe darstellte.

Die Schwierigkeit der Auszählung der Ehescheidungen nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes liegt in der Wahl der Berufsgruppen. Um einem Vergleich mit der amtlichen Auszählung der Ehescheidungen nach dem Beruf des Mannes — verbunden mit den Gründen der Ehescheidung —[2] keine Hindernisse zu bereiten, wurde das amtliche Berufsschema benutzt. Zugleich wurde auch die amtliche Aufteilung fraglicher Fälle verwendet. War z. B. nur „Tischler" auf der Zählkarte vermerkt, so wurde der Mann als selbständig angesehen, wenn die Ehe in einem kleineren Ort, in einer Kleinstadt oder vor einem ländlichen Standesamt geschlossen worden war, und wenn der Mann dazu bei der Scheidung in höherem Alter, d. h. etwa in den 40er Jahren stand. In ähnlicher Weise wurde vorgegangen, wenn nur „Kaufmann" als Berufsbezeichnung auf der Zählkarte zu finden war. Gastwirte, Kellner und Reisende wurden bei der für die vorliegende Arbeit vollzogenen Auszählung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Beruf des Ehemannes nicht gesondert berücksichtigt. Dieses Vorgehen entspricht dem veröffentlichten amtlichen Berufsschema für die Jahre 1916—1920[3], allerdings nicht der früheren amtlichen Gepflogenheit[4].

---

1) s. vorn S. 13.

2) Sächs. St. L. A. Z. 1907, S. 204/207; 1913, S. 264/265; 1920/21, S. 36/39; 1923, S. 62/63.

3) Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 62/63.

4) Sächs. St. L. A 19. Z.204/207;1 1907, S. 3, S. 264/265; 1920/21, S.36/39.

Digitized by Google

Übersicht 14.

Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes.

Beruf des geschiedenen Ehemannes	Ehescheidungen der Jahre									
	1920		1921		1922		1923		1924	
	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Land- und Forstwirtschaft										
Selbständige	27	0,80	40	1,05	38	1,08	27	0,78	37	1,12
Höheres Personal	13	0,38	11	0,29	7	0,20	3	0,09	11	0,33
Niederes Personal	59	1,74	78	2,04	71	2,02	41	1,19	33	1,00
Industrie und Gewerbe										
Selbständige	152	4,48	145	3,80	136	3,87	194	5,61	253	7,64
Angestellte	186	5,48	130	3,40	102	2,90	105	3,04	88	2,66
Arbeiter usw.	1675	49,39	1998	52,30	1855	52,82	1794	51,89	1684	50,86
Handel und Verkehr										
Selbständige	132	3,89	177	4,63	178	5,07	243	7,02	259	7,82
Angestellte	458	13,50	488	12,77	419	11,93	439	12,69	347	10,48
Markthelfer, Kutscher usw.	198	5,84	239	6,26	218	6,21	171	4,95	224	6,77
Öffentlicher Dienst										
Höhere Beamte	34	1,00	32	0,84	39	1,11	21	0,61	17	0,51
Mittlere Beamte	115	3,39	136	3,56	126	3,59	104	3,01	103	3,11
Unterbeamte	204	6,01	200	5,23	190	5,41	150	4,34	96	2,90
Freie Berufsarten	99	2,92	116	3,04	107	3,05	125	3,62	120	3,62
Rentner, ohne Berufsangabe	40	1,18	30	0,79	26	0,74	40	1,16	39	1,18
zusammen:	3392	100,00	3820	100,00	3512	100,00	3457	100,00	3311	100,00

Digitized by Google

Das benutzte vierzehnteilige Berufsschema enthält je drei Spalten für die Berufsabteilungen Land- und Forstwirtschaft, Industrie und Gewerbe, Handel und Verkehr und öffentlichen Dienst. An 13. Stelle sind die freien Berufsarten angeführt und an 14. die Rentner und die Fälle ohne Berufsangabe. Sowohl Handwerksmeister als selbständige „Industrielle" erscheinen unter den „Selbständigen in Industrie und Gewerbe". Gelernte und ungelernte Arbeiter werden nicht voneinander getrennt.

Die Verteilung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Beruf des Ehemannes zeigt die Übersicht 14. Bei ungefähr der Hälfte sämtlicher Ehescheidungen war der Mann „Arbeiter" in Industrie und Gewerbe. Über 10% der Gesamtzahl der Ehescheidungen machen die Ehescheidungen aus, bei denen der Mann in Handel und Verkehr angestellt war. Die schwächste Besetzung weist die Berufsabteilung Land- und Forstwirtschaft auf. Verhältnismäßig zugenommen haben namentlich in den Jahren 1923 und 1924 die Scheidungen der Selbständigen in Industrie und Gewerbe, Handel und Verkehr.

Durch Übersicht 15[1] wird ein Vergleich mit der Zusammensetzung der Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes möglich. In den Kriegsjahren erscheinen verhältnismäßig höhere Prozentzahlen bei dem „Niederen Personal in Land- und Forstwirtschaft". 1917 und 1918 haben die Scheidungen von Arbeiterehen in größerem Umfange abgenommen. Im großen und ganzen erkennt man eine gewisse Regelmäßigkeit in der Verteilung der Ehescheidungen auf die einzelnen Berufe. Eine besondere Zunahme der Scheidungen unter der Industriearbeiterschaft sowie unter der Angestellten- und Arbeiterschaft von Handel und Verkehr in den Jahren 1920—1924 im Vergleich zu Vorkriegsjahren ist für Sachsen im Gegensatz zu bayerischen Ergebnissen nicht zu bemerken[2].

Aber die absoluten Zahlen haben nur einen beschränkten Wert. Erst wenn diese absoluten Zahlen in Beziehung gesetzt sind zur Berufsgliederung sämtlicher verheirateter Männer können Schlüsse gezogen werden über die Scheidungsgefährdung der Ehen in den einzelnen Berufsschichten, in den verschiedenen sozialen Schichten der Bevölkerung. Die Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. 6. 1925 kann die nötigen Nachweise liefern[3]. Bisher sind jedoch

1) s. nächste Seite.

2) Zeitschrift des Bayr. Stat. Landesamts 1921, S. 614/615, und Burgdörfer, F., im Allgemeinen Statistischen Archiv 1921/22, S. 5. — Vgl. auch Zeitschrift des Bayr. Stat. Landesamts 1922, S. 444; 1923, S. 333; 1924, S. 218 oben; 1925, S. 359.

3) Reichsministerialblatt 1925, S. 174/175, Tab. 2: Die Bevölkerung nach Hauptberuf, Alter und Familienstand.

Digitized by Google

Übersicht 15[1].

Die Ehescheidungen der Jahre 1906—1919 nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes.

Prozentzahlen. (G- und H-Karten.)

Beruf des geschiedenen Ehemannes	Ehescheidungen der Jahre									
	1906/10	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Land- und Forstwirtschaft										
Selbständige	1,77	1,13	1,14	1,42	1,05	0,95	} 1,45	} 1,63	} 1,73	} 1,61
Höheres Personal	0,41	—	0,06	0,10	0,11	0,52				
Niederes Personal	2,51	3,04	2,45	1,13	0,89	2,26	2,18	3,63	3,02	1,55
Industrie und Gewerbe										
Selbständige	7,93	4,11	6,78	6,17	6,68	7,05	8,80	6,26	6,69	4,65
Angestellte	3,35	4,70	3,87	4,65	4,53	5,13	3,63	5,72	5,25	6,10
Arbeiter usw.	52,83	53,57	53,59	51,54	50,48	50,82	48,67	45,55	46,26	48,37
Handel und Verkehr										
Selbständige	5,53	5,24	5,02	5,24	6,79	7,13	6,07	5,81	7,05	3,85
Angestellte	10,91	13,87	10,83	12,89	14,05	11,05	10,97	10,80	9,50	14,02
Markthelfer, Kutscher usw.	3,88	4,28	5,82	5,70	5,63	4,96	5,62	5,81	5,90	6,80
Öffentlicher Dienst										
Höhere Beamte	0,68	0,54	0,29	0,44	0,42	0,70	1,45	1,27	0,65	1,02
Mittlere Beamte	2,64	2,02	2,00	2,65	2,90	2,00	3,54	3,72	3,02	2,51
Unterbeamte	2,52	2,86	2,79	3,08	3,16	3,13	3,99	4,36	4,96	4,49
Freie Berufsarten	2,94	2,62	3,36	2,74	1,73	2,70	2,63	4,08	4,24	3,80
Rentner, ohne Berufsangabe	2,10	2,02	2,00	2,25	1,58	1,60	1,00	1,36	1,73	1,23
zusammen:	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

1) Quellennachweis s. nächste Seite.

Digitized by Google

die Ergebnisse der Auszählung noch nicht veröffentlicht[2]. So muß auf die Beziehungszahlen vorläufig verzichtet werden.

Die Berufsgliederung der Eheschließenden zum Vergleich heranzuziehen, erscheint nicht zweckmäßig. Gerade bei längerer Ehedauer wird man besonders bei in den Nachkriegsjahren ausgesprochenen Scheidungen[3] z. B. mit einem Berufswechsel des Mannes während der Ehe rechnen müssen, oder in den einzelnen Berufsabteilungen mit einem Wechsel der sozialen Stellung des Mannes im Beruf, etwa einem Aufstieg vom Arbeiter zum Angestellten und weiter vielleicht zum Selbständigen.

Bei Betrachtung der Tabelle[4], die eine Kombination des Berufs des geschiedenen Ehemannes mit der Dauer der Ehe enthält, sieht man bei längerer Ehedauer eine verhältnismäßig größere Scheidungshäufigkeit der Ehen, bei denen der Mann zu den Selbständigen gezählt wurde, besonders in den Berufsabteilungen Industrie und Gewerbe, Handel und Verkehr. Dauerte die Ehe 25 und mehr Jahre, so übersteigen in der Berufsabteilung Handel und Verkehr die Zahlen für die Selbständigen sogar die Zahlen der Angestellten. Die Häufigkeit der Scheidung von Arbeiterehen läßt relativ erst in den letzten Ehedauerjahrgruppen etwas nach.

Die Prozentzahlen für die Verteilung der nach dem Beruf des geschiedenen Ehemannes gegliederten Ehescheidungen auf die einzelnen Ehedauerjahre bezw. Ehedauerjahrgruppen[5] konnten zum Teil nur für ganze Berufsabteilungen berechnet werden; nur für Industrie und Gewerbe und die Berufsabteilung Handel und Verkehr wurden für Selbständige, Angestellte und Arbeiter getrennte Prozentzahlen angeführt. Eine Zusammenfassung unter dem Gesichtspunkt der Stellung des Ehemannes im Beruf geschah außerdem. Aus den Tabellen ging hervor, daß in den höheren Ehedauerjahren verhältnismäßig mehr Selbständige geschieden werden. Besonders rasch scheinen die Ehen, bei denen der Mann in Land- und Forstwirtschaft tätig ist, geschieden zu werden. Allerdings sind die den Gliederungsprozentzahlen zugrunde liegenden absoluten Zahlen recht niedrig, auffallend ist jedoch, daß in sämtlichen

---

1) Anmerkung zur Übersicht 15, Seite 92.
Quellennachweis für die verwendeten absoluten Zahlen:
für 1906—1910 Sächs. St. L. A. Z. 1913, S. 265, Sp. 41,
für 1911—1915 Sächs. St. L. A. Z. 1920/21, S. 37/39, Sp. 42,
für 1916—1919 Sächs. St. L. A. Z. 1923, S. 62/63, Summenzahlen der Spalte 20, 21 und 22.

2) Oktober 1926.

3) s. Hinweis im Deutschen Statistischen Zentralblatt 1926, Sp. 13, Berufswechselstatistik von A. Bursian.

4) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XIII, Tab. 47.

5) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XIII, Tab. 48a, b, c, d, e.

Digitized by Google

fünf Kalenderjahren 1920—1924 die hohen Prozentzahlen für die ersten Ehedauerjahre wiederkehren.

Die Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach dem Beruf und dem Heiratsalter des geschiedenen Ehemannes zeigt[1], daß bei den meisten der geschiedenen Arbeiterehen der Mann bei der Eheschließung noch nicht 25 Jahre alt war. Selbständige und höhere Beamte haben verhältnismäßig mehr in den höheren Altersjahren geheiratet. Die geschiedenen Angestellten scheinen besonders häufig Ende der 20er Jahre oder in den 30er Jahren die Ehe eingegangen zu sein. Welches Heiratsalter des Mannes in dieser oder jener Berufsgruppe besonders kritisch für eine Scheidung ist, kann erst nach einer Beziehung der absoluten Zahlen auf den nach Beruf und Heiratsalter des Mannes gegliederten Bestand von Ehen gesagt werden. Daß diese Vergleichszahlen in Deutschland nicht vorhanden sind, wurde bereits erwähnt[2].

Überhaupt darf der Kombination von Beruf und Heiratsalter des geschiedenen Ehemannes nicht zuviel Wert beigelegt werden, sind es doch Angaben für zweierlei Zeitpunkte, die miteinander verbunden wurden. Aufschlußreicher dürfte die Verbindung von Beruf des geschiedenen Ehemannes mit dem Alter desselben zur Zeit der Scheidung sein, denn dann könnten als Vergleichszahlen die Ergebnisse der Volks-, Berufs- und Betriebszählung vom 16. 6. 1925, wie sie in der Tabelle über die Bevölkerung nach Hauptberuf, Alter und Familienstand[3] niedergelegt werden sollen, benutzt werden.

So bleibt auch die Kombination des Berufs des geschiedenen Ehemannes mit der Dauer der Ehe und dem Heiratsalter des geschiedenen Mannes vorläufig Stückwerk. Die Größe der Scheidungsgefahr für Ehen der verschiedenen sozialen Schichten der Bevölkerung konnte nicht angegeben werden, eine Betrachtung der Ehescheidung als Sozialerscheinung war nicht möglich.

---

1) s. vorn Gesamtverzeichnis S. VIII/XIII, Tab. 49 und 50a, b, c, d, e.
2) s. vorn S. 46 und S. 61.
3) Reichsministerialblatt 1925, S. 174/175.

Digitized by Google

Schluß.

Zusammenfassung.

Mancherlei Methoden wurden benutzt, um zu klaren Ergebnissen zu gelangen für die Gliederung der Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 nach der Dauer der Ehe und nach dem Heiratsalter der geschiedenen Ehegatten. Wohl ließ sich feststellen, daß in den Jahren 1920—1924 absolut am meisten Nachkriegsehen geschieden wurden, relativ aber die im Krieg geschlossenen Ehen eine größere Scheidungshäufigkeit haben als die Ehen, die erst nach Beendigung des Krieges eingegangen wurden. Auch die stärkere Scheidungsgefährdung der in den gesetzlich zugelassenen jüngsten Heiratsaltersjahren geschlossenen Ehen konnte nachgewiesen werden, aber ein tieferer Einblick in die neben diesen beiden Faktoren mitwirkenden persönlichen und ehelichen Verhältnisse war nicht möglich. Es konnte nicht gezeigt werden, welche Hemmung oder Förderung der Scheidungshäufigkeit bei einer bestimmten Ehedauer oder einem bestimmten Heiratsalter der Ehegatten durch den Ort der Eheschließung, die Kinderzahl, durch den Altersunterschied der Ehegatten und den Beruf des Ehemannes hervorgerufen wurden, man erhielt keinen Aufschluß z. B. darüber, ob bei einem Zusammentreffen einer bestimmten Kinderzahl und eines bestimmten Heiratsalters der Frau sich die Wirkung beider Faktoren auf die Ehescheidungshäufigkeit vielleicht verstärkt oder etwa ausgleicht. Nur bei dem Ort der Eheschließung war die größere Gefährdung der in den Großstädten Chemnitz, Dresden und Leipzig geschlossenen Ehen feststellbar. Bei der Kinderzahl, dem Altersunterschied der Ehegatten und dem Beruf des geschiedenen Ehemannes konnte nicht einmal die Einzelwirkung dieser Faktoren klargelegt werden. Nur absolute Zahlen und Prozentgliederungszahlen konnten für diese Erhebungsmerkmale angeführt werden. Immerhin waren diese Faktoren statistisch erfaßbar, während die Vielgestaltigkeit der sozialen, gesellschaftlichen, staatlichen, sittlichen, religiösen Einflüsse in ihrer Einwirkung auf die Ehescheidungshäufigkeit bei einer nur eine Zeitspanne von fünf Jahren umfassenden Untersuchung der Ehescheidungen eines deutschen Landes nicht

Digitized by Google

dargestellt werden können. Nur auf indirektem Wege eines allerdings schwierigen[1] geographischen oder größere Zeiträume umfassenden zeitlichen Vergleichs[2] könnte man vielleicht zu Ergebnissen gelangen, erst dann könnte das Gegen- und Miteinanderwirken verschiedener Ursachen auf die Scheidungshäufigkeit klarer erfaßt werden, dann erhielte man auch für die in den Jahren 1920—1924 ausgesprochenen Scheidungen von in Sachsen geschlossenen Ehen einen tieferen Einblick in die Gestaltung der für das Familien- und Staatsleben bedeutsamen Erscheinung der Ehescheidung.

1) Toennies, F.: Artikel „Moralstatistik" im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 4. Auflage, Band VI, S. 645.

2) s. dazu auch Žižek, F.: Grundriß der Statistik, a. a. O., S. 181/182.

Digitized by Google

Anlagen

Digitized by Google

Tabelle I (zu S. 42 ff. des Textes).

Die Ehescheidungen der Jahre 1920 – 1924 nach der Ehedauer.

(G- und N-Karten)

Dauer der Ehe	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
unter 1 Jahr	21	24	25	32	30
über 1 bis 2 Jahre	151	189	179	185	205
" 2 " 3 "	234	273	340	306	279
" 3 " 4 "	252	284	289	442	367
" 4 " 5 "	268	265	227	258	347
" 5 " 6 "	243	233	200	188	232
" 6 " 7 "	257	259	219	184	149
" 7 " 8 "	203	225	177	127	133
" 8 " 9 "	204	217	196	140	129
" 9 " 10 "	195	211	186	160	116
" 10 " 11 "	145	174	161	149	131
" 11 " 12 "	142	172	144	125	126
" 12 " 13 "	117	134	119	124	113
" 13 " 14 "	119	137	109	117	83
" 14 " 15 "	105	114	101	79	72
" 15 " 16 "	96	101	107	98	73
" 16 " 17 "	83	94	78	80	80
" 17 " 18 "	73	77	84	71	70
" 18 " 19 "	76	81	66	68	54
" 19 " 20 "	72	71	68	65	53
" 20 " 21 "	63	60	44	61	51
" 21 " 22 "	53	75	41	46	50
" 22 " 23 "	29	72	57	41	37
" 23 " 24 "	41	53	59	49	47
" 24 " 25 "	26	43	35	44	47
" 25 " 26 "	15	37	36	44	35
" 26 " 27 "	19	22	26	29	38
Uebertrag:	3302	3697	3382	3312	3147

Digitized by Google

Tabelle I (Forts.).

Dauer der Ehe	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
Vortrag:	3302	3697	3382	3312	3147
über 27 bis 28 Jahre	24	18	22	25	33
" 28 " 29 "	12	18	15	22	30
" 29 " 30 "	12	13	20	15	22
" 30 " 31 "	11	13	14	17	13
" 31 " 32 "	6	12	10	14	9
" 32 " 33 "	7	8	7	13	8
" 33 " 34 "	2	8	7	7	9
" 34 " 35 "	3	5	6	7	11
" 35 " 36 "	3	5	5	3	5
" 36 " 37 "	3	8	5	9	9
" 37 " 38 "	–	3	4	5	2
" 38 " 39 "	3	–	5	–	4
" 39 " 40 "	2	2	2	1	1
" 40 " 41 "	–	2	1	1	2
" 41 " 42 "	1	5	1	3	3
" 42 " 43 "	–	–	1	3	1
" 43 " 44 "	1	–	1	–	1
" 44 " 45 "	–	3	–	–	–
" 45 " 46 "	–	–	1	–	–
" 46 " 47 "	–	–	2	–	–
" 49 " 50 "	–	–	–	–	1
" 56 " 57 "	–	–	1	–	–
Zusammen:	3392	3820	3512	3457	3311

Digitized by Google

Tabelle II (zu S. 51 ff. u. S. 74 ff. des Textes).

Ehedauertafeln.

(I- und II. Karten)

Kalenderjahre	Ehedauerjahre	Von den im Titeljahre geschlossenen Ehen hatten ein in das vorstehende Dauerjahr	Im Laufe des vorstehenden Kalenderjahres wurden von den im vorstehenden Dauerjahr stehenden Ehen gelöst			
			durch Tod			durch Scheidung u. Nichtigkeitserklärung
			des Mannes	der Frau	zusammen (Sp. 4 u. 5)	
		I. Ehedauertafel für die im Jahre 1920 in				
1	2	3	4	5	6	7
1920	1	71545[1]	115	132	247	5
1921	2	70983	106	117	223	72
1922	3	70217	161	148	309	139
1923	4	69259	148	138	286	214
1924	5	68205	162	107	269	153
		II. Ehedauertafel für die im Jahre 1920 im				
1	2	3	4	5	6	7
1920	1	50892[3]	62	99	161	2
1921	2	50536	66	67	133	34
1922	3	50058	122	97	219	60
1923	4	49480	95	87	182	101
1924	5	48884	106	68	174	84

1) Zahl der Eheschließungen im Jahre 1920.

3) Zahl der Eheschließungen im Jahre 1920.

Digitized by Google

Tabelle II (Forts.).

Im Laufe des dem vorstehenden Kalenderjahre folgenden Kalenderjahres wurden von den im vorstehenden Dauerjahre stehenden Ehen gelöst				Summe d. Ehen, die im vorstehenden Dauerjahre durch d. Tod gelöst wurden (Sp. 6 u. 10)	Summe d. Ehen, die im vorstehenden Dauerjahre gerichtlich gelöst wurden (Sp. 7 u. 11)	Durch gerichtliche Ehelösung konnten gelöst werden	Ehelösungshäufigkeit der im vorstehenden Dauerjahre stehenden Ehen (Sp. 13 in % von Sp. 14)	In das folgende Dauerjahr traten ein (Sp. 3 × [Sp. 12+13])
durch Tod			durch Scheidung u. nichtigkeitserklärung					
des Mannes	der Frau	zusammen (Sp. 8 u. 9)						
Sachsen geschlossenen Ehen								
8	9	10	11	12	13	14	15	16
135	152	287	23	534	28	71278,0	0,03928	70983
157	188	345	126	568	198	70699,0	0,28007	70217
150	156	306	204	615	343	69909,5	0,49062	69259
167	148	315	239	601	453	68958,5	0,65693	68205
übrigen Land Sachsen[2] geschlossenen Ehen								
8	9	10	11	12	13	14	15	16
81	101	182	11	343	13	50720,5	0,02563	50536
103	133	236	75	369	109	50351,5	0,21648	50058
104	104	208	91	427	151	49844,5	0,30294	49480
100	96	196	117	378	218	49291,0	0,44237	48884

2) Unter „übrigem Land Sachsen" wird verstanden: Ganz Sachsen × [Chemnitz, Dresden, Leipzig].

Digitized by Google

Tabelle III (zu S. 56 ff. des Textes).

Die Ehescheidungen der Jahre 1920–1924 nach dem Heiratsalter des Mannes.

(E- und A-Karten)

Heiratsalter des Mannes	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
18	1	2	1	–	–
19	4	7	10	15	11
20	28	32	32	39	29
21	230	288	237	248	289
22	408	469	358	357	368
23	466	493	385	402	398
24	437	472	454	379	353
25	352	380	338	327	315
26	308	284	260	265	221
27	177	219	236	231	217
28	164	174	183	185	134
29	119	130	134	123	112
30	115	165	101	117	110
31	89	100	91	80	92
32	61	88	82	59	81
33	49	82	74	63	53
34	43	71	52	55	50
35	49	35	47	45	58
36	31	46	38	43	57
37	30	32	40	37	40
38	21	42	30	36	28
39	21	28	37	42	23
40	24	36	22	25	24
41	16	15	37	22	15
42	13	21	24	24	15
43	15	24	28	24	21
44	10	13	16	22	20
45	18	16	21	18	15
Uebertrag:	3299	3696	3368	3283	3149

Digitized by Google

Tabelle III (Forts.).

Heiratsalter des Mannes	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
Vortrag:	3299	3696	3368	3283	3149
46	11	21	20	17	18
47	10	9	10	11	16
48	14	12	10	15	12
49	11	8	11	11	15
50	4	6	10	15	16
51	5	10	6	11	9
52	8	8	8	13	10
53	6	12	7	15	11
54	3	5	14	9	4
55	1	6	11	5	8
56	3	3	6	8	7
57	4	4	3	8	8
58	1	6	10	4	3
59	2	4	3	8	7
60	1	1	3	2	4
61	2	2	2	4	2
62	–	1	3	4	2
63	2	1	1	5	4
64	1	–	1	2	2
65	1	1	–	1	1
66	1	1	1	2	1
67	–	1	2	2	–
68	1	–	–	–	–
69	–	1	–	–	2
70	–	–	1	–	–
71	1	–	1	1	–
72	–	1	–	–	–
73	–	–	–	1	–
Zusammen:	3392	3820	3512	3457	3311

Digitized by Google

Tabelle IV (zu S. 56 ff. des Textes).

Die Ehescheidungen der Jahre 1920–1924 nach dem Heiratsalter der Frau.

(G- und N-Karten)

Heiratsalter der Frau	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
unter 16	3	3	2	–	1
16	7	11	6	5	10
17	48	49	31	38	27
18	147	138	123	102	78
19	227	279	220	220	200
20	363	346	299	294	296
21	406	446	401	394	376
22	398	448	367	378	397
23	348	411	355	353	310
24	296	313	322	289	309
25	220	232	259	233	213
26	165	213	187	177	190
27	115	152	162	146	136
28	115	124	138	98	106
29	89	85	83	111	78
30	58	85	74	81	89
31	58	72	67	62	56
32	52	47	54	61	57
33	36	46	33	49	45
34	33	42	32	40	40
35	26	42	25	44	33
36	27	31	32	27	30
37	18	21	27	29	23
38	26	20	27	28	33
39	13	15	17	26	18
40	11	19	28	16	16
41	12	17	18	13	16
Uebertrag:	3326	3707	3389	3314	3183

Digitized by Google

Tabelle IV (Frts.).

Heiratsalter der Frau	Ehescheidungen der Jahre				
	1920	1921	1922	1923	1924
1	2	3	4	5	6
Vortrag:	3326	3707	3389	3314	3183
42	2	25	18	15	23
43	10	10	17	10	15
44	4	12	14	19	8
45	10	4	11	12	11
46	9	12	11	13	4
47	5	9	12	11	8
48	5	5	3	11	5
49	2	3	11	8	10
50	–	10	2	6	10
51	3	5	5	6	5
52	1	4	3	8	7
53	3	4	3	1	2
54	2	3	3	8	4
55	3	1	1	2	4
56	–	1	1	2	2
57	1	–	1	4	3
58	2	3	3	1	2
59	2	2	–	4	2
60	1	–	1	–	1
61	–	–	1	–	–
62	–	–	–	1	1
63	1	–	–	–	–
64	–	–	1	–	–
65	–	–	–	–	1
69	–	–	1	–	–
72	–	–	–	1	–
zusammen:	3392	3820	3512	3457	3311

Digitized by Google

Digitized by Google

Digitized by Google

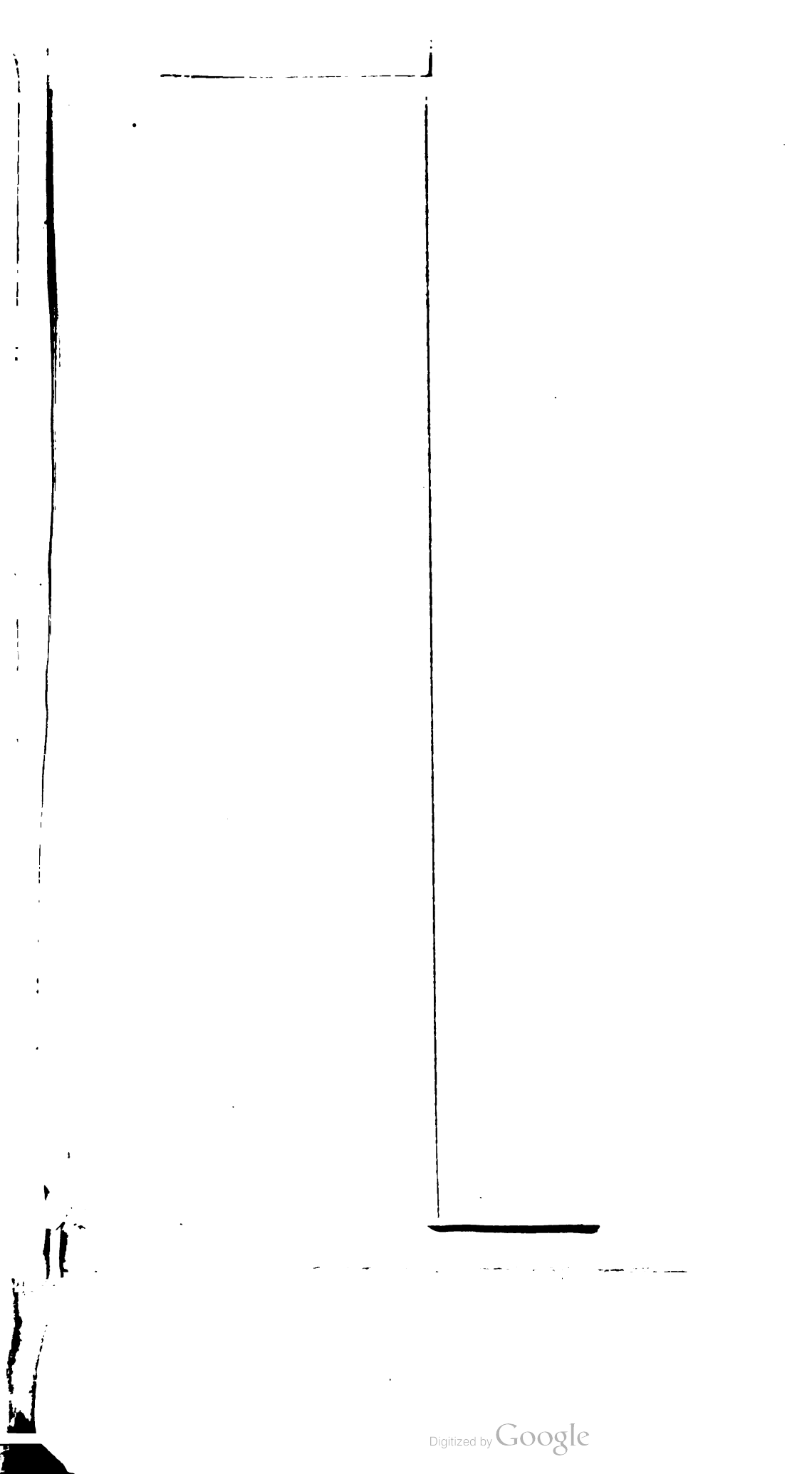
Digitized by Google

Digitized by Google

Digitized by Google

Digitized by Google

Digitized by Google



Digitized by Google

Digitized by Google

Zu S. 47 f. des Textes

Absolut. Zahlen der geschiedenen Ehen

bsolut. Zahlen
. Ehescheidun-
n, gegliedert n.
r Dauer der
he.
s. Zahl der
heschließungen

2000
0000
8000
5000

700

180
160
140
120
100
80
60
40
20

1900 1901 1902 1920 1921 1922 1923 1924

Ehescheidungen 1920.
Ehescheidungen 1921.
Ehescheidungen 1922.
Ehescheidungen 1923.
Ehescheidungen 1924.
Mittl. Kurve der Ehescheidungen.
Eheschließungen.

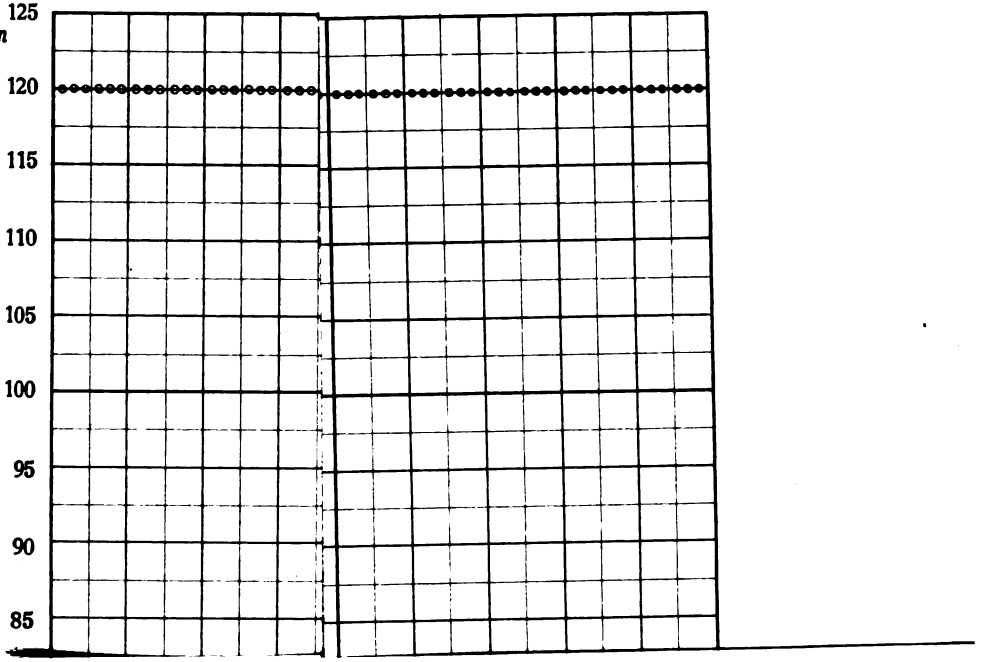
Digitized by Google

Digitized by Google

Zu S. 48 f. des Textes

Die Ehesch n Dauerjahr

hl der Ehe-
heidungen be-
gen auf je
000 dem betr
nerjahr ent-
rechende Ehe-
liießungen.



Digitized by Google

Digitized by Google

DA 89
31

ERGÄNZUNGSHEFTE
ZUM DEUTSCHEN STATISTISCHEN ZENTRALBLATT

HEFT 11

THE JOHN CRERAR
DEC 7 1929
LIBRARY

ADOLPH WAGNER ALS STATISTIKER

VON

DR. JUR. DR. RER. POL. GOTTFRIED BÜRGER

...GNER / BERLIN

Digitized by Google

Ergänzungshefte des Deutschen Statistischen Zentralblattes

Heft 1. **Statistik der Zivilrechtspflege.** Von Ober-Reg.-Rat Dr. M. Rusch. *RM* 3.60

Heft 2. **Handelsbetriebsstatistik** mit besonderer Berücksichtigung der Warenhandelsbetriebe. Von Dr. A. Sigerus. *RM* 3.60

Heft 3. **Statistik des Selbstmordes im Königreich Sachsen.** Von Dr. O. Kürten. Mit 2 Taf. u. 1 Karte. *RM* 5.—

Heft 4. **Die Unehelichkeit im Königreich Sachsen.** Von Dr. G. Prenger. Mit 5 graphischen Darstellungen u. 3 Kartogrammen. *RM* 5.—

Heft 5. **Die Finanzen der Städte im Königreich Sachsen.** Von Dr. phil. A. Liebers. *RM* 6.—

Heft 6. **Die Methoden der deutschen Arbeitslosenstatistik.** Von Dr. R. Herbst. *RM* 5.—

Heft 7. **Die Ergebnisse der Wohnungszählung** vom 1. Dezember 1910 in den Gemeinden Aarau, Baden, Ennetbaden und Burg. Hrsg. vom Kantonalen Statistischen Bureau. *RM* 4.—

Heft 8. **Gewerbliche Produktionsstatistik.** Von Dr. O. Nerschmann. *RM* 14.—

Heft 9. **Die Tuberkulose.** Von Dr. H. Seiler. *RM* 3.60

Heft 10. **Die Ehescheidungen der Jahre 1920—1924 von in Sachsen geschlossenen Ehen.** Unter besonderer Berücksichtigung der Dauer der Ehen und des Heiratsalters der geschiedenen Ehegatten. Von Ida Rost. Mit 7 Tabellen und 2 graphischen Darstellungen. Geh. *RM* 8.—

Heft 11. **Adolph Wagner als Statistiker.** Von Dr. G. Bürger.

Leipzig / B. G. Teubner / Berlin

Digitized by Google

ERGÄNZUNGSHEFTE
ZUM DEUTSCHEN STATISTISCHEN ZENTRALBLATT

HEFT 11

ADOLPH WAGNER ALS STATISTIKER

VON

DR. JUR. DR. RER. POL. GOTTFRIED BÜRGER
LEIPZIG

1929
LEIPZIG UND BERLIN
VERLAG UND DRUCK VON B. G. TEUBNER

Digitized by Google

Digitized by Google

Inhaltsverzeichnis.

Seite

Einleitung 1
1. Thema der Arbeit 1
2. Lebenslauf Adolph Wagners 2
3. Allgemeine Charakteristik der statistischen Arbeiten Adolph Wagners 3

Erster Teil.

Analyse der „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik“ 5
1. Allgemeiner Teil 5
a) Die persönlichen und historischen Grundlagen für die vorliegende Schrift 5
b) Grundtendenzen und methodische Richtlinien der Schrift . . . 7
c) Das Programm der Arbeit 12
2. Spezieller Teil 17
a) Heiratsstatistik 17
b) Verbrechensstatistik 20
c) Selbstmordstatistik 27
3. Prinzipieller Teil 44
a) Adolph Wagner und Adolphe Quételet 44
b) Adolph Wagners Stellungnahme zu den Begriffen Gesetz und Gesetzmäßigkeit 45

Zweiter Teil.

Adolph Wagners Auffassung über Wesen, Geschichte, Theorie und Methodik der Statistik gemäß dem Artikel „Statistik“ im Bluntschli-Braterschen Deutschen Staatswörterbuch 54
1. Wesen der Statistik 54
2. Geschichte der Statistik 55
a) der Statistik als Wissenschaft 55
b) der Statistik als amtlicher Statistik 61
3. Theorie und Methodik der Statistik 62

Dritter Teil.

Die späteren statistischen Abhandlungen Adolph Wagners mit besonderer Berücksichtigung der Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens 74
1. Die Statistik in Adolph Wagners „Grundlegung der politischen Ökonomie“ 74
2. Die Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens 82
3. Die kleineren statistischen Spezialabhandlungen 95
Zusammenfassende Betrachtung 99
Literaturverzeichnis 101

Digitized by Google

Digitized by Google

Einleitung.

1. Thema der Arbeit.

Unter den Wissenschaften, die sich im Laufe der Zeit von den alten Kameralwissenschaften als selbständige Disziplinen losgelöst haben, steht die Statistik nahezu an letzter Stelle. Erst von der Mitte des 19. Jahrhunderts ab hat sie unter dem Einfluß der grundlegenden Werke Adolphe Quételets den entscheidenden Fortschritt zu einer methodisch selbständig orientierten Sonderdisziplin entwickelt. Dieser Loslösungsprozeß ist in Deutschland durch die Schrift von Karl Knies[1]) klassisch dokumentiert worden.

Bei der Beobachtung, wie sich die Statistik in Deutschland von 1850 ab in ihren verschiedenen Modifikationen entwickelt hat, fällt auf, daß auf der einen Seite eine Reihe von Forschern steht, die etwa im Stile Robert v. Mohls die Staatswissenschaften und damit auch die Statistik behandeln, auf der anderen Seite aber die, welche energisch die Anregungen Adolphe Quételets beachten und in direkt von ihm abhängiger Weise die deutsche Schule zu unterbauen suchen. Unter ihnen stehen zwei Männer in vorderster Reihe, die für die Entwicklung der Statistik in Deutschland in der damaligen Zeit sowohl theoretisch als auch praktisch entscheidende Impulse gegeben haben, nämlich Ernst Engel und Adolph Wagner.

Während nun aber Ernst Engel mehr als statistischer Praktiker tätig gewesen ist und sich theoretisch mehr sporadisch in kleineren Arbeiten geäußert hat, muß in bezug auf Adolph Wagner betont werden, daß er zwar später in erster Linie Nationalökonom geworden ist, daß er auch nicht als Statistiker mitten in der Praxis gestanden hat, aber demgegenüber muß hervorgehoben werden, daß er eine Reihe von streng wissenschaftlichen statistischen Arbeiten geliefert hat, die zu den klarsten und präzisesten gehören, die auf dem Gebiete der Statistik in Deutschland bisher geschrieben worden sind und infolge ihrer zeitlichen Verknüpfung mit dem Werdegang der Statistik in Deutschland ganz hervorragende Bedeutung besitzen.

Die vorliegende Arbeit hat es sich daher zur Aufgabe gemacht, Adolph Wagner als Statistiker in dem Sinne zu behandeln,

1) Knies, Karl Gustav Adolph, Die Statistik als selbständige Wissenschaft. Kassel 1850.

Digitized by Google

daß bei Berücksichtigung der zeitlichen Entwicklung der Schriften und Ideen Adolph Wagners die theoretischen Grundgedanken und leitenden Prinzipien auf dem Gebiete der Statistik herausgearbeitet werden. Es kam dabei weniger darauf an, etwa sämtliche Einzelschriften Adolph Wagners auf diesem Gebiete hinsichtlich ihres Inhalts zu berücksichtigen, als vielmehr in erster Linie die methodischen Gesichtspunkte darzulegen.

2. Lebenslauf Adolph Wagners.

Am 25. März 1835 wurde Adolph[1]) Heinrich Gotthilf Wagner als Sohn des berühmten Physiologen und Naturforschers Rudolph Wagner zu Erlangen geboren, gehört also in die Reihe der vielen deutschen großen Denker, die, in Süddeutschland geboren, dem preußischen Staate später als wertvolle Waffe im geistigen Kampfe zu eigen gemacht worden sind.

Nach dem Besuch der Gymnasien in Göttingen und Bayreuth studierte Adolph Wagner von 1853 bis 1857 Rechts- und Staatswissenschaften in Göttingen und Heidelberg, wo seine bedeutendsten Lehrer (und er hat das Glück gehabt, berühmte Männer zu seinen Lehrern zu zählen) G. Hanssen, Karl Heinrich Rau und der führende Staatswissenschaftler und Statistiker im Nebenfach Robert v. Mohl waren. Es ist hier nicht die Aufgabe, die gesamte Reihe seiner Schriften, die Schlag auf Schlag eine bedeutende Leistung brachten, aufzuzählen; es sei nur darauf hingewiesen, daß Adolph Wagner an einer ganzen Reihe weit auseinander liegender Plätze (Wien, Hamburg. Dorpat, Freiburg) tätig war, bis er schließlich 1870 als Professor der Nationalökonomie und Statistik nach Berlin berufen wurde. Seine Konkurrenten beim Fakultätsvorschlag waren damals Terhalle und Eugen Dühring gewesen. Wenn man auch die originelle und eigenwillige Wissenschaftlichkeit Dührings durchaus anerkennen kann. so muß man doch, wenn man die Gelehrtenlaufbahn Adolph Wagners überblickt, zugeben, daß der preußische Staat damals die richtige Wahl getroffen hat.

Es ist Aufgabe dieser Arbeit, im einzelnen zu zeigen, welchen Anteil die statistischen Arbeiten an dem Lebenswerk Adolph Wagners haben. Es sei nur betont, daß ein gut Teil der logischen Schärfe,

1) Die Angabe in den meisten Lehrbüchern, Zitaten usw., die den Vornamen Adolph Wagners mit „f" schreibt, ist falsch. Diese Bemerkung ist deshalb wichtig, weil sogar die überwiegende Wagner-Literatur diesem Fehler verfallen ist, sogar die Gedächtnisrede Seebergs[2]) gibt den Namen des Denkers nicht authentisch wieder.

2) Seeberg, Reinhold, Adolf Wagner †. Trauerrede, gehalten am 12. November 1917 in der Kaiser-Friedrich-Gedächtniskirche zu Berlin. Berlin 1918, Puttkammer & Mühlbrecht.

Digitized by Google

begrifflichen Präzision und systematischen Meisterung, die Adolph Wagner als Gelehrten in so hervorragendem Maße ausgezeichnet haben, auch seinen statistischen Arbeiten zugute gekommen ist. Wenn auch die Arbeit im einzelnen zeigen wird, wie stark Adolph Wagner vor allem in der ersten Zeit von den herrschenden Strömungen abhängig war, so wird sich doch zeigen, daß er als Statistiker gerade deswegen besonderes Interesse in Anspruch nehmen muß, weil seine wissenschaftliche Gewissenhaftigkeit diese Disziplin in ihrer deutschen Entwicklung günstig beeinflußt hat. Es kommt hinzu, daß für die Grundauffassungen in der Statistik Adolph Wagners Urteil deshalb heute noch beachtenswert ist, weil er neben seinem statistischen Gebiete auch noch die gesamten Staatswissenschaften mit umfaßte und deswegen ihm ein ganz anderer wissenschaftlicher Weitblick zur Verfügung stehen mußte.

Daß man ihn in entsprechender Weise auch international als statistischen Denker zu werten wußte, beweist die Tatsache, daß er einer ganzen Reihe internationaler statistischer Gesellschaften und Akademien[1]) angehörte und sogar noch in seinem späten Alter im September 1903 im Internationalen Statistischen Institut mit einem statistischen Referat aufwarten konnte.

3. Allgemeine Charakteristik der statistischen Arbeiten Adolph Wagners.

Die statistischen Arbeiten Adolph Wagners, die sich in ihrer zeitlichen Ausdehnung bei Berücksichtigung der ersten Anfänge und der letzten Ausläufer nahezu über ein halbes Jahrhundert erstrecken, sind dadurch gekennzeichnet, daß sie nicht etwa wie bei Ernst Engel und vielen anderen Statistikern ein Konglomerat von ungeheuer viel hier und dort erschienenen statistischen Artikeln darstellen, sondern daß einige wenige wohl als klassisch anzusprechende Arbeiten im Zentrum der Betrachtung stehen und daher bei einer wissenschaftlichen Behandlung auch in erster Linie zu analysieren sind. Sodann ist zu beachten, daß Adolph Wagner als Statistiker nicht etwa eine große Masse materieller Ergebnisse zutage gefördert (höchstens in der Finanzstatistik könnte man viel inhaltliches Material feststellen), sondern die entscheidenden methodischen und theoretischen Prinzipien und Gesichtspunkte zur Darstellung gebracht hat, so daß gerade hinsichtlich der letzten Fragen der Statistik die Behandlung

1) Z. B. Mitglied des Kgl. Italienischen Instituts für Wissenschaft und Literatur in Mailand, der Kgl. Gesellschaft zu Neapel, des Kgl. Instituts zu Venedig, seit 1894 der Kgl. Akademie der Wissenschaften (dei Lincei) zu Rom, seit 1897 der Royal Statistical Society in London, der Wiener Akademie der Wissenschaften, des Internationalen statistischen Instituts usw.

Digitized by Google

Adolph Wagners als Statistiker einen beachtenswerten Beitrag zur Dogmengeschichte der Entwicklung der statistischen Ansichten in Deutschland darstellen muß.

Es ist eigenartig, daß die historische Abfolge der statistischen Schriften Adolph Wagners auch systematisch einen sinngemäßen Zusammenhang ergibt, d. h. er wendet sich zunächst in seiner berühmtesten Schrift über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen“ [1]) (1864) dem Kernproblem, nämlich der Auseinandersetzung mit Gesetz und Gesetzmäßigkeit zu, gewissermaßen sich anlehnend an Adolphe Quételet. Dann folgt eine systematische Zusammenstellung der statistischen Probleme in dem Artikel „Statistik“ im Bluntschli-Braterschen Deutschen Staatswörterbuch, 1867.[2]) Daran schließen sich die Spezialbehandlungen statistischer Probleme an.

---

1) Wagner, Adolph, Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik. Hamburg 1864, Boyes & Geisler.

2) Bluntschli-Brater, Deutsches Staatswörterbuch, X. Bd. S. 400 ff.: Wagner, Adolph, Statistik. Stuttgart und Leipzig 1867.

Digitized by Google

Erster Teil.

Analyse der „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik".

1. Allgemeiner Teil.

a) Die persönlichen und historischen Grundlagen für die vorliegende Schrift.

Die Zeitlage, in der Adolph Wagner in die Entwicklung der Statistik in Deutschland eintrat, ist dadurch charakterisiert, daß der Übergang zur modernen Statistik im Anschluß an die Süßmilch-Quételetsche Statistik, wie sie Adolph Wagner selbst bezeichnet, vollzogen wurde. Im besonderen handelte es sich in den 60er Jahren gerade darum, aus den Quételetschen Anregungen die entsprechenden Konsequenzen zu ziehen. Hierbei stand die Frage im Mittelpunkt, ob es statistische Gesetze gibt, und in welchem Sinne die Begriffe Gesetzmäßigkeit und Regelmäßigkeit aufzufassen seien. Abgesehen von der rein statistischen Bedeutung dieser Probleme stand dahinter die allgemeinere Frage, inwieweit überhaupt naturwissenschaftliche Methoden und insbesondere der Gesetzesbegriff auf das soziale Geschehen anwendbar seien. Es ist wohl nicht übertrieben, zu sagen, daß in diesem Zusammenhang Adolph Wagners Schrift über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik" hervorragende Bedeutung erlangte, da sie im entscheidenden Augenblick diese Probleme zu erörtern versuchte.

Im Jahre 1864 hat Adolph Wagner in Hamburg bei Boyes & Geisler sein statistisches Hauptwerk „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik"[1]) erscheinen lassen. Es war von vornherein in zwei Teilen geplant, von dem der erste oder allgemeine Teil „Die statistisch-anthropologische Untersuchung der Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen", der zweite oder spezielle Teil „Die

1) Wagner, Adolph, Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik. 1. oder allgemeiner Teil. 2. oder spezieller Teil. Statistik willkürlicher Handlungen, I. Vergleichende Selbstmordstatistik Europas nebst einem Abriß der Statistik der Trauungen. Hamburg 1864, Boyes & Geisler.

Digitized by Google

Statistik willkürlicher Handlungen" behandeln sollte. Von diesem zweiten oder speziellen Teil ist nun aber nur der erste Abschnitt als „Statistik der Selbstmorde" erschienen („Statistik willkürlicher Handlungen. I. Vergleichende Selbstmordstatistik Europas, nebst einem Abriß der Statistik der Trauungen", Hamburg 1864), während ein zweiter Abschnitt, der die Verbrechensstatistik behandeln sollte, nicht erschienen ist. Eigenartig ist die Tatsache, daß, trotzdem die beiden Teile buchtechnisch vollkommen voneinander getrennt sind, die Numerierung der Seiten eine durchgehende ist.

Die beiden Mottos, die der Schrift vorausgeschickt werden, nämlich von P. de Decker und von Bossuet, lassen keinen Zweifel darüber, in welchem Sinne und Geiste die Schrift abgefaßt ist. Sie will der gesetzmäßigen Betrachtung in den Sozialwissenschaften das Wort reden, sie will durch Zahlen der Statistik den philosophischen Wissenschaften eine Anregung geben, das Problem der Gesetzmäßigkeit und der Gesetze im Anschluß an die epochemachenden Forschungen Quételets aufzurollen. Der Schrift ist sodann vorausgeschickt eine Widmung an den Vater Adolph Wagners, den berühmten Physiologen Rudolph Wagner, der im Atheismusstreit um die Mitte des Jahrhunderts eine entscheidende Rolle gespielt hatte. Es handelt sich darum, daß in den 50er Jahren im Anschluß an den Niedergang der idealistischen Philosophie die naturwissenschaftlich-materialistische Strömung immer mehr vordrang, und daß im Jahre 1854 der Kampf zwischen beiden Richtungen voll ausbrach. Das materialistische Prinzip wurde vertreten durch Vogt, Moleschott und Büchner, auf der anderen Seite kämpfte der Vater Adolph Wagners, Rudolph Wagner[1]), für das religiöse Dogma. Der Streit war in der Hauptsache aus Anlaß eines Vortrags, den Rudolph Wagner auf der Naturforscherversammlung in Göttingen über „Menschenschöpfung und Seelensubstanz" gehalten hatte (gedruckt Göttingen 1854), ausgebrochen. Der erste Teil dieses Vortrages suchte darzutun, daß die Frage, ob alle Menschen von einem Paare abstammen, sich vom Standpunkt exakter Naturforschung aus ebensowenig bejahen wie verneinen lasse, daß die Möglichkeit der Abstammung von einem Paare physiologisch unabstreitbar sei, und daß daher die jüngsten Resultate der Naturforschung den biblischen Glauben unangetastet lassen. Im zweiten Teil des Vortrags wendet sich Rudolph Wagner gegen den Satz Karl Vogts, daß Seelentätigkeiten wesentlich als Funktionen des Gehirns

1) Rudolph Wagner war Professor der Physiologie in Göttingen 1805 bis 1864 (der Vater Adolph Wagners war also in demselben Jahre gestorben, in dem sein Sohn „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" veröffentlichte).

Digitized by Google

als eines materiellen Substrats aufzufassen seien. Rudolph Wagner hält die Naturwissenschaft nicht für reif, die großen und letzten Fragen des Lebens zu lösen. In diesem Sinne hat er in seinen Schriften den religiösen Standpunkt als berechtigt aufrechterhalten. Unter den Materialisten nahm vor allem Karl Vogt den Fehdehandschuh auf und suchte in der Schrift „Köhlerglaube und Wissenschaft" (1854) mit Satire und Ironie die Ansichten Rudolph Wagners zu bekämpfen. Es ist nicht die Aufgabe, in dem vorliegenden Zusammenhange diesen Streit in seiner Weiterentwicklung zu verfolgen, sondern er ist nur von besonderem Interesse wegen der Tatsache, daß Adolph Wagner als Sohn Rudolph Wagners in seinen Schriften später eine Linie der Gedankenführung innegehalten hat, die weit mehr den Konsequenzen der rein naturwissenschaftlichen Auffassung der Materialisten nahe stand, als etwa denen seines Vaters. Daraus ist wohl auch zu erklären, daß Adolph Wagner in der Widmung seiner Schrift über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" den Satz eingeflochten hat: „Allerdings ist unsere Weltanschauung nicht durchaus die gleiche, und du billigtest nicht alle meine Entwicklungen und Folgerungen."[1] Es liegt zweifelsohne eine gewisse historische Ironie darin, daß Adolph Wagner in seiner methodisch-wissenschaftlichen Haltung, vor allem auf dem Gebiete der Statistik an die Gegner seines Vaters anknüpfen mußte.

b) Grundtendenzen und methodische Richtlinien der Schrift.

Die Schrift Adolph Wagners über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" ist hervorgegangen aus einem Vortrag, den Adolph Wagner am 7. Dezember 1863 im Johanneum zu Hamburg gehalten hat. Er ist für Adolph Wagners ganze wissenschaftliche Haltung in der damaligen Zeit von außerordentlicher Bedeutung, weil er uns zeigt, wie der junge Adolph Wagner mit einer gewissen Begeisterung und rückhaltloser Anerkennung die naturwissenschaftliche, d. h. die mechanistisch-gesetzmäßige Betrachtungsweise in Fortsetzung von Quételet in den Sozialwissenschaften propagieren will. Er sucht sogar seinen Gedanken eine besonders interessante Spitze dadurch zu geben, daß er über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" handeln will. „Mit der Anerkennung der Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen, und zwar in denjenigen gerade unter ihnen, bei welchen wir am meisten, wenn nicht ganz ausschließlich nach unserer ganz freien Selbstbestimmung zu handeln glauben, wird zwar nur ein Schritt weiter auf einer Bahn

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, siehe Vorwort (ohne Seitenangabe).

Digitized by Google

getan, auf welcher der menschliche Geist in jahrhundertelangem allmählichen Fortschreiten stets und überall zu demselben schließlichen Ergebnis gelangt ist: zur Auffindung zweifelloser Gesetze, welche einzelne Gebiete der Erscheinungen beherrschen. Aber dieser Schritt ist doch von unendlich viel größerer Tragweite wie irgendein früherer."[1]) Wir ersehen daraus, daß Adolph Wagner, als er 1864 diese Schrift veröffentlichte, nicht etwa voreilig und selbstverständlich den Weg gegangen ist, die streng kausale Methode zur grundlegenden in den Sozialwissenschaften zu machen, sondern daß er sich in einem gewissen Gegensatz zu Ernst Engel, der in derselben Zeit nahezu mit naiver Selbstverständlichkeit die Quételetsche Methode praktisch in Deutschland heimisch machte, voll und ganz Rechenschaft über diesen Schritt abzulegen suchte. Allerdings muß man von vornherein im Auge behalten, daß Adolph Wagner entsprechend der Zeitlage der 50er Jahre, die ja nach dem Zusammenbruch der idealistischen Philosophie mit ihrem Freiheitsideal wesentlich materialistisch, ja sogar atheistisch gerichtet war, besonders die mechanistisch-materialistische Einstellung zu vertreten suchte. Jedoch sei auch hier betont, daß er dabei von vornherein im Sinne strenger Wissenschaftlichkeit allein den methodischen Gesichtspunkt im Auge hatte und sich den ethisch-metaphysischen und religiösen Konsequenzen, kurz gesagt der philosophischen Grundlage dieses Schrittes, nicht voll bewußt war. Offenbar wollte er für die Sozialwissenschaft und vor allem für die Statistik eine gesicherte methodische Grundlage gewinnen. Er erblickte diese in einer Annäherung an die naturwissenschaftliche Gesetzmäßigkeit: er wollte Gesetze des sozialen Geschehens gewinnen. Es sei nochmals hierauf verwiesen, daß er bei diesem Bemühen in Kollision mit dem Glauben und den Idealen seines Vaters, des Physiologen Rudolph Wagner, geriet, der ja gerade in den 50er Jahren aus religiösen Gründen sich gegen die damalige materialistische Bewegung gewendet hatte. Man muß sogar zugeben, daß Adolph Wagner mit einem gewissen jugendlichen Feuer und starkem Enthusiasmus diesen Weg gegangen ist und offenbar von der Einführung der naturwissenschaftlichen Methodik in die Sozialwissenschaft alles erhoffte. Besonders interessant ist es, daß er speziell in seiner Schrift häufiger Lotzes „Mikrokosmos"[2]) erwähnt, ein Werk, das damals in entscheidender Weise insofern eine Gegenbewegung gegen den einseitig naturwissenschaftlichen Standpunkt einleitete, als es auf die ursprüngliche Diskrepanz zwischen den Bedürfnissen des Gemüts und den Forderungen des Verstandes aufmerksam machte und dabei warnend die Stimme gegen diejenigen erhob, die etwa unter

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 1—2.

2) Lotze, Hermann, Mikrokosmos, Ideen zur Naturgeschichte und Geschichte der Menschheit, Bd. 1—3. Leipzig 1923, Felix Meiner.

Digitized by Google

vollständiger Ablehnung aller idealistischen Motive sich ganz und gar den mechanistisch-naturwissenschaftlichen Strömungen auch in den Geisteswissenschaften verschreiben wollten. Nun läßt sich ja nicht bezweifeln, daß Adolph Wagner sich der großen Bedeutung dieses Buchs und seiner prinzipiellen Wiederaufnahme der idealistischen Motive nicht ganz bewußt war, sondern daß er nur das aus Lotze herausgreift, was seinem Standpunkt in der damaligen Zeit genehm war. An und für sich hat der Haupteinfluß Lotzes in der Richtung gelegen, daß er eine Gegenbewegung in idealistischem Sinne einleitete und vor übertriebenen Hoffnungen in bezug auf die Anwendung der naturwissenschaftlichen Methode in den Geisteswissenschaften warnte. Adolph Wagner dagegen suchte damals noch, mit aller Energie den kausalmechanistischen Weg zu gehen. Daß Adolph Wagner gleich am Anfang der Schrift gerade Lotze berücksichtigt, beweist folgende Stelle: „Gesetzmäßigkeit in den willkürlichen menschlichen Handlungen! — Schon eine solche Behauptung erregt vielfach Erstaunen und Befremden, wenn nicht sogar ernstlichen Anstoß, denn sie steht mit gewohnten Anschauungen, überlieferten Meinungen, wie viele behaupten, mit den Bedürfnissen und Anforderungen unseres Gemüts, wenn nicht gar mit den Lehren unseres Glaubens in Widerspruch."[1]) Es muß dabei berücksichtigt werden, daß gerade dabei der Ausdruck „Bedürfnisse unseres Gemüts" eine Lieblingswendung Lotzes im „Mikrokosmos" darstellt. Adolph Wagner macht ausdrücklich darauf aufmerksam, daß es bisher stets nur das Gebiet der Natur gewesen sei, auf das man die strengen Prinzipien der Gesetzmäßigkeit angewandt habe, daß jetzt aber auch das Gebiet der menschlichen Handlungen dieser Betrachtung zugänglich gemacht werden solle. Er erblickt hierin offenbar einen außerordentlichen Fortschritt der wissenschaftlichen Arbeit auf sozialwissenschaftlichem Gebiet trotz aller metaphysischen und religiösen Bedenken. Er vertritt die Ansicht, daß der Fortschritt der Wissenschaft nach dieser Richtung hin durch zwei Tatsachen gekennzeichnet sei:

1. daß in steigendem Maße selbst in die scheinbar regellosesten und merkwürdigsten Vorgänge gesetzmäßige Ordnung gebracht werde, und
2. daß auf diese Weise die Stellung des Menschen nicht mehr in dem bisherigen Maße als eine einzigartige erscheinen könne, sondern daß auch der Mensch als irdisches Wesen den ewigen und ehernen Gesetzen unterworfen ist.

In der Richtung auf die Herausarbeitung des Kausalprinzips erblickt Adolph Wagner direkt den entscheidenden Fortschritt auf allen wissenschaftlichen Gebieten.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 1.

Digitized by Google

Er schildert, wie immer mehr Gebiete des menschlichen Lebens, die man früher vollständig als vom Zufall oder von der Willkür beherrscht ansah, von der gesetzmäßigen Betrachtungsweise erobert werden. Wenn er auch nicht bis zur letzten Konsequenz etwa in dem Sinne geht, daß er freie Handlungen gänzlich leugnet, so will er doch, daß methodisch das ganze Gebiet der menschlichen Handlungen kausal-mechanistisch durchgearbeitet wird. Er ist durchaus nicht der Ansicht, daß diese Betrachtungsweise den ethischen und religiösen Ideen der Menschen Abbruch tun könne, sondern er erwartet von diesen Forschungen nicht nur einen rein wissenschaftlichen Ertrag, sondern auch die Wirkung, daß die Menschen den großen Fragen der sozialen Zusammenhänge gefestigter, klarer und damit vorurteilsfreier gegenübertreten. Er weist in dieser Gedankenfolge auf zwei philosophische Denker hin, die diese Zusammenhänge in ihren Werken zur Darstellung gebracht haben: Buckle und Lotze. Auf Buckle, der ja wie Adolph Wagner selbst ein Schüler und Anhänger Quételets war, kann er sich vollkommen mit Recht berufen, auf Lotze dagegen, wie früher schon ausgeführt wurde, eigentlich bei weitem nicht in dem Maße, weil Lotze damals der erste unter den namhaften Philosophen war, der die Grenzen der kausal-mechanistischen Betrachtungsweise erkannte und in seinem „Mikrokosmos" zur Darstellung brachte. Wenn auch Adolph Wagner diese vermittelnde Stellungnahme Lotzes wohl berücksichtigt (denn er sagt: „Lotze sucht zu vermitteln")[1]), so sucht Adolph Wagner entsprechend seiner geistigen Haltung das Hauptgewicht darauf zu legen, daß Lotze die gesetzmäßige Betrachtungsweise in ihrer hohen wissenschaftlichen Bedeutung auf allen Gebieten anerkennt. Das Hauptverdienst schreibt Adolph Wagner Quételet zu, der in so strenger Weise gesetzmäßig auf gesellschaftlichem Gebiet vorgeht, daß er sogar in Anlehnung an Comte von sozialer Physik spricht. Adolph Wagner folgert daher und zieht unter den Deutschen Ernst Engel und Wappäus als Kronzeugen heran, daß „die Gesetzmäßigkeit der menschlichen Handlungen heute keinem Zweifel mehr unterliegen könne, denn sie sei nicht durch bloße Spekulation, sondern auf dem Wege exakter Beobachtung festgestellt worden".[2])

In seinen weiteren Darlegungen knüpft Adolph Wagner an den berühmten Vergleich Quételets mit der Kreislinie an, der ihm ebenso wie Quételet dazu dienen soll, das Gesetz der großen Zahl für alle derartigen Betrachtungen als das grundlegende anzuerkennen, denn in den Einzelfällen walten die zufälligen Ursachen vor, in der Gesamtbetrachtung setzen sich dagegen entscheidend die konstanten Regelmäßigkeiten durch. Adolph Wagner betont, daß man

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 5.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 6.

Digitized by Google

bei dem sogenannten Gesetz der großen Zahl häufig schließe, die in den großen Zahlen offen hervortretende Gesetzmäßigkeit gelte innerhalb der kleinen Zahlen nicht. Wenn wir an das Gesetz der kleinen Zahl von v. Bortkiewicz denken, das Adolph Wagner damals noch nicht kannte, so wäre es besser und sinnvoller, wenn er gesagt hätte: in den einzelnen Zahlen. Er behauptet nämlich, daß es falsch sei, zu schließen, daß Gesetzmäßigkeiten in großen Zahlen sich geltend machen, während sie in den einzelnen Zahlen gar nicht in Erscheinung träten. Er sagt sehr richtig, daß dies insofern falsch sei, als doch die großen Zahlen sich letzten Endes aus den einzelnen Zahlen zusammensetzen, und daß demgemäß in jeder Einzelheit auch ein Teil der Gesetzmäßigkeit des Ganzen enthalten sein müsse. „Jede Einzelheit ist eine Fraktion des Ganzen und so beschaffen, daß in der Gesamtheit der Einzelheiten die gesetzmäßige Bewegung unmittelbar eintreten muß und erkannt werden kann. Wenn dies im einzelnen und in den kleinen Zahlen nicht geschieht, so erklärt es sich daraus, daß hier der in jedem einzelnen waltende Impuls, dessen Ausdruck das aus den großen Zahlen abgeleitete Gesetz ist, paralysiert oder latent gemacht wird durch störende akzidentelle Ursachen."[1]) Es läßt sich nun nicht bezweifeln, daß Adolph Wagner hier, verleitet durch Quételet, eine gewisse Mystifizierung des Tatbestandes insofern vornimmt, als er zwar sehr richtig annimmt, daß in bestimmten einzelnen Zahlen der bestimmte Impuls oder das bestimmte Phänomen enthalten sein muß, da sonst die Erscheinung in der großen Zahl auch nicht hervortreten kann, aber daß es doch falsch ist, anzunehmen, als ob in jedem Einzelfalle die betreffende Erscheinung vorhanden sei. Die Endlinie dieser Gedankenkette wird durch die Quételetsche Behauptung gebildet, daß die konstanten Erscheinungen in allen Menschen latent vorhanden seien, und führt vor allem zu der wissenschaftlich sehr eigenartigen Konzeption des sogenannten Durchschnittsmenschen.

Adolph Wagner wird durch die in dem Sinne eng an Quételet sich anlehnende Betrachtungsweise dazu verführt, auch auf den Gebieten komplizierter gesellschaftlicher Vorgänge für das Entscheidende das zu halten, was sich in der Mehrzahl der Fälle zeigt. Die für die menschliche Gesellschaft geradezu fundamentale Bedeutung des Einzelfalles (Individualität) vernachlässigt er. Er ist hier typisch der Sohn einer radikal-naturwissenschaftlich gerichteten Zeit. Die Abweichungen werden als Folgeerscheinungen untergeordneter zufälliger oder akzidenteller Ursachen betrachtet, und diese akzidentellen stören die Wirkung der beständigen Ursachen, wirken aber gegenseitig so zusammen, daß sie in ihrem Einflusse im ganzen sich aus-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 54.

Digitized by Google

gleichen, und so das ursprüngliche Verhältnis von wahrer Ursache und Wirkung sich hergestellt findet. Adolph Wagner macht sogar darauf aufmerksam, daß in den Abweichungen vom Hauptgesetz sich wiederum eine Regelmäßigkeit zeige, und möchte von einem Gesetz der akzidentellen Ursachen sprechen. Die Fiktion des mittleren oder Durchschnittsmenschen, der in körperlicher, geistiger und sittlicher Hinsicht der Typus einer bestimmten Nation ist, übernimmt Adolph Wagner von Quételet.[1]) Ähnlich wie dieser wendet er diese Vorstellung vor allem auf die Moralstatistik an und spricht in ähnlicher Weise von einem durchschnittlichen Hang zum Verbrechen.

c) Das Programm der Arbeit.

Nach der allgemeinen methodischen Einleitung lenkt Adolph Wagner zu dem eigentlichen Problem seiner Arbeit, nämlich der Betrachtung der Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen über. Er sucht dabei methodisch einen Übergang dadurch zu gewinnen, daß er zunächst einmal die Gesetzmäßigkeit in den Sterblichkeitsverhältnissen kurz zum Gegenstand der Betrachtung macht.

Adolph Wagner liegt nun in der vorliegenden Untersuchung besonders daran, die genannten methodischen Tendenzen in erster Linie zu erhärten und in Anwendung auf die Phänomene zu erproben, die im landläufigen Sinne unter den gesellschaftlichen Erscheinungen als die am meisten willkürlichen zu gelten haben, nämlich auf die Heiraten, Selbstmorde und Verbrechen. Er spricht sogar von einem Sterblichkeitsgesetz, aber es liegt ihm in dieser Hinsicht nur daran, zu zeigen, in welcher Richtung sich die Untersuchungen über die drei genannten Phänomene bewegen sollen: es gibt keine Regellosigkeit in den Todesfällen, sondern auch im Sterben der Menschen zeigen sich konstante Tendenzen, um welche die Abweichungen gewissermaßen oszillieren.

Bei der näheren Erörterung dieser Fragen zeigt sich deutlich, wie Adolph Wagner die Quételetsche Betrachtungsweise völlig akzeptiert. Er spricht von den „Einflüssen", die auf eine Erscheinung wirken, wobei er mit Bezug auf die Sterblichkeit große Katastrophen, Kriege, Hungersnöte erwähnt, also das, was Quételet als störende Ursachen bezeichnet hat. Wenn er dann wiederum sagt, daß unter Ausschaltung derartiger störender Ursachen sich die Tendenz zeigt, sich einem bestimmten Mittelmaß anzugleichen, so begibt er sich ähnlich wie Quételet bei der Einflußschilderung auf das Gebiet der natürlichen Ursachen. „In dem Durchschnitt einer längeren Reihe von Jahren gleichen sich diese Schwankungen aus, das Mittel mehrerer Dezen-

1) Quételet, Adolphe, Sur l'homme 1835. S. 54.

Digitized by Google

nien ist sich fast gleich."[1]) „Jedenfalls finden wir hier immer Regelmäßigkeiten, welche in Erstaunen setzen, wenn wir an die scheinbare Regellosigkeit von Todesfällen denken, die uns etwa aus eigener Beobachtung bekannt sind."[2]) Wenn wir die Anschauungen der Menschen über das Sterben zergliedern, so können wir drei große Typen unterscheiden:

1. die theologische Erklärung, d. h. die Abberufung des Menschen durch Gott;
2. die kausal-naturwissenschaftliche Erklärung, d. h. das Sterben wird als eine reine, den Naturgesetzen unterliegende Tatsache aufgefaßt;
3. die soziale Erklärung, d. h. die Begründung der Sterblichkeitsverhältnisse aus den sozialen Bedingungen heraus.

Wenn wir nun die Art und Weise, wie Adolph Wagner das Problem der Sterblichkeit in seine Betrachtungen eingliedert, verfolgen, so können wir deutlich beobachten, wie bei ihm auch hier die Quételetsche Einflußtheorie, und zwar vor allem in dem Sinne überwiegt, daß er die naturgesetzlichen Faktoren, d. h. also diejenigen, die sich auf die natürlichen Einflüsse beziehen, speziell hervorzuheben sucht. Dabei ist im besonderen eigenartig, daß Adolph Wagner, trotzdem Quételet natürliche und störende Ursachen scharf geschieden hatte, nicht streng voneinander trennt.

Adolph Wagner leitet im Anschluß hieran zu seinem eigentlichen Lieblingsthema über, nämlich der Regelmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen (Heiraten, Selbstmorde und Verbrechen), wobei er sich wiederum auf Quételet beruft.[3]) Er geht dabei naturgemäß von dem durch Quételet besonders in den Vordergrund gerückten Phänomen der Regelmäßigkeit und Konstanz in der Verbrechensstatistik aus.

Die Arbeit geht an dieser Stelle[4]) in ihren zweiten Teil über, trotzdem Adolph Wagner dies textlich nicht so scharf hervortreten läßt, denn er wendet sich hier von den allgemeinen Betrachtungen über Gesetz und Gesetzmäßigkeit in der scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen zu den speziellen Belegen auf dem Gebiete der Heirats-, Selbstmord- und Verbrechensstatistik weg, die er als die Haupttypen herausgreifen will. „Es gibt noch viele andere Erscheinungsgruppen, wie die Verkehrsverhältnisse, die Handelsbewegung, den Post- und Briefverkehr, selbst die Zahl der fehlerhaft oder gar nicht adressierten Briefe, die geistigen Leistungen, die Fortschritte und die Prüfungsresultate in den Schulen u. dgl. m., worin

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 11.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 11.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 59, Nr. 35.
4) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 13, 2. Abs.

Digitized by Google

wir eine konstante Regelmäßigkeit beobachten."[1]) Er macht darauf aufmerksam, daß eine derartige Statistik nicht zufällig und bruchstückweise angestellt werden darf, sondern, daß möglichst organisch zusammengehörende Untersuchungskomplexe zum Gegenstand der Erforschung gewählt werden müssen, wobei er wiederum besonders Frankreich und England im Auge hat. Hinsichtlich Deutschlands muß er noch 1864 die resignierte Bemerkung niederschreiben: „Leider ist die deutsche staatliche Zersplitterung, diese Mutter so vieler Übel, auch hier einer Gemeinsamkeit der Behandlung der deutschen Gesellschaft im Wege."[2])

Die erste Betrachtung gilt den Heiraten, die als soziale Erscheinung dem Laien als Ausfluß spezifisch-individueller und zufälliger Momente erscheinen. Mögen Geburt und Tod schließlich größeren gesetzmäßigen Zusammenhängen gehorchen, das Gebiet der Heiraten scheint voll und ganz der Sphäre des freien Entschlusses anzugehören, und doch zeigen sich hier konstante Gleichmäßigkeiten, nicht nur in der jährlichen Gesamtzahl der Trauungen eines Landes, sondern auch in spezielleren Momenten, wie z. B. Altersverhältnissen, Altersunterschieden usw.

Er beruft sich bei diesen Ausführungen, ohne selbst spezielle Untersuchungen zu veranstalten, auf seinen großen Vorgänger Quételet. Es muß deswegen auch betont werden, daß seine Ausführungen über diesen Punkt kein besonders eigenartiges, d. h. für Adolph Wagner charakteristisches Gepräge zeigen.

Dagegen wendet er sich mit der Betrachtung der Heiraten, Selbstmorde und Verbrechen dem Gebiet zu, das er entsprechend der damaligen Lage der Wissenschaft selbständig auf Grund eigener Studien aufgebaut hat.

Die rein schriftstellerische Fassung ist insofern etwas umständlich und unübersichtlich, weil Adolph Wagner zunächst seinen 1863 in Hamburg gehaltenen Vortrag zum Abdruck gebracht hat, dann aber sowohl in Anmerkungen als auch in Anlagen und neuen Abschnitten seine Ausführungen belegt und wissenschaftlich ganz wesentlich vertieft hat. Da Adolph Wagner sich methodisch in der prinzipiellen naturwissenschaftlichen Auffassung, als auch hinsichtlich der speziellmethodischen Gesichtspunkte an Quételet anschließt, so spielt auch bei ihm die Theorie der Einflüsse den methodischen Leitfaden, d. h. die statistischen Ergebnisse werden nicht einfach tabellenmäßig registriert, sondern sie werden nach den sogenannten Einflüssen, die auf eine derartige Erscheinung wirken, geordnet und gegliedert. Während nun aber bei Quételet diese Einflüsse nicht streng schematisch zur Darstellung gebracht werden, sondern mehr diskursiv behandelt

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 13.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 14.

Digitized by Google

werden, stellt Adolph Wagner ein scharf gegliedertes Schema der Einflüsse auf, die auf eine soziale Erscheinung wirken, und zwar nach drei Gesichtspunkten:

1. Einflüsse äußerer Naturverhältnisse.
2. Einflüsse physischer Lebensverhältnisse der Menschen.
3. Einflüsse sozialer und politischer Verhältnisse.

Als Vorbild und Anhaltspunkt diente dabei Adolph Wagner die von Ernst Engel aufgestellte synoptische Tabelle, wie ja überhaupt betont werden muß, daß nach dieser schematischen Seite der Untersuchungen hin sich Adolph Wagner offenbar stets gern an Ernst Engel angelehnt hat.

Im besonderen bietet das Schema der Einflüsse bei Adolph Wagner folgendes Bild:

I. Einflüsse äußerer Naturverhältnisse.
   1. Klima, örtliche Temperatur, Witterung.
   2. Jahreszeiten, Temperatur und Witterung nach Monaten.
   3. Tageszeiten.
   4. Örtliche Bodengestaltung und Beschaffenheit (in Zusammenhang mit den Wohnorten und Hauptbeschäftigungen der Menschen, Unterschied von Stadt und Land, gewerklicher und landwirtschaftlicher Arbeit, in einem größeren Staat in Zusammenhang mit der provinziellen Gliederung des Gebietes).
   5. Witterungsverhältnisse des Jahres in ihrem Einfluß auf das Ernteergebnis.
   6. Körperlicher Gesundheitszustand der Menschen, in seiner Abhängigkeit von zeitlich und universell oder räumlich wirkenden physikalischen Einflüssen; Epidemien.

II. Einflüsse physikalischer (körperlicher) Lebensverhältnisse der Menschen.
   1. Geschlecht.
   2. Alter.
   3. Körperliche Beschaffenheit.
   4. Natürlich-geistige Beschaffenheit.
   5. Abstammung, Nationalität.

III. Einflüsse sozialer (und politischer) Verhältnisse.
   1. Geburt (ehelich und unehelich). (Gesetzgebung über Verheiratung, Niederlassung, Heimatsrecht.)
   2. Zivilstand (desgleichen).
   3. Religion und Konfession (Kirche, Kirchenverfassung, Kirchenwesen).
   4. Beruf (im Zusammenhang mit dem Wohnort, I 4, und mit III 7).
   5. Bildung (Unterrichtswesen. Sittliche und intellektuelle Bildung).
   6. Gesellschaftlicher Rang.

Digitized by Google

7. Wirtschaftlicher Erwerb (Verdienst), (Reichtum, Wohlhabenheit, Armut. Besitzende und nichtbesitzende Klassen. Art der Verteilung des Grundbesitzes, Handwerk und Fabrikwesen, Handel, Seehandel und Schiffahrt. Wirtschaftliche Selbsthilfe [Sparkassen usw.]. Wohltätigkeitswesen, Heimats-, Freizügigkeits-, Armengesetzgebung).
8. Politische Verhältnisse (Staatsverfassung. Justizwesen. Polizeipflege und Verwaltung. Finanzlage und Höhe der Besteuerung. Art der Besteuerung. Heerwesen. Beurteilung der politischen Verbrechen).
9. Öffentliche Sitte und Sittlichkeit (Familienleben, Kindererziehung, Moden, Volksfeste, geselliges Leben usw.).
10. Allgemeine Lage der religösen und kirchlichen Angelegenheiten (religiöse Indifferenz, Agitation, Toleranz; Stellung der Kirche im Staate).
11. Allgemeine Lage der Bildungs- und Unterrichtsangelegenheiten (Änderungen in den philosophischen Ansichten und der Weltanschauung des Zeitalters; Fortschritte im Volksschulwesen; Änderung in der Richtung des Unterrichts und der Bildung, humanistische und naturwissenschaftliche Studien).
12. Allgemeine Lage der wirtschaftlichen Tätigkeiten (Änderung in den technischen Produktionsmethoden, Übergang von der Handarbeit zur Maschine; Reform und Umgestaltung der Kommunikationsmittel; Aufblühen des Kreditwesens; Sinken (oder Steigen) des Geldwerts; Produktions- und Absatzkrisen, Handels- und Kreditkrisen).
13. Allgemeine Lage der politischen Verhältnisse (Aktions- oder liberale, Reaktions- oder konservative Periode; Stagnation; Lage der Presse; Reformagitation, Reaktionsagitation; politische Krisen, Revolutionen von Oben oder Unten; Kriegs- und Friedenszeit; Krieg im Lande oder außerhalb desselben)."[1])

Adolph Wagner gibt selbst zu, daß man dieses Schema nicht ohne weiteres auf alle Erscheinungen anwenden könne, sondern daß

1. wir über bestimmte Arten von Einflüssen bei gewissen Erscheinungen nicht genügend unterrichtet sind, und daß
2. das Schema entsprechend der besonderen Eigenart des betreffenden Phänomens geformt werden müsse.

Wenn man soziale Erscheinungen in dem von Adolph Wagner geschilderten Sinne zum Gegenstand der Betrachtung macht, so muß beachtet werden, daß sachliche Erscheinungen nicht die Gegliedertheit räumlicher Gebilde besitzen, denn man kann eigentlich die verschiedenen Einflüsse nicht in ihrem Nebeneinander betrachten, son-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 85—86.

Digitized by Google

dern man muß beachten, daß auf sozialem Gebiet die verschiedenartigsten und kompliziertesten Verflechtungen und Verschränkungen vorkommen. Auf diese Schwierigkeit macht Adolph Wagner selbst aufmerksam, wenn er sagt: „Die zweite Einschränkung meiner Arbeit besteht darin, daß ich im allgemeinen nur einen einzelnen Faktor in seinem Einflusse, nicht aber mehrere Faktoren in Kombination in ihrem kombinierten Einflusse prüfte."[1]) Er bedient sich dabei also der auch in der Nationalökonomie üblichen Methode der isolierenden Abstraktion: „Ich suchte nämlich zunächst jeden einzelnen der in dem Schema namhaft gemachten Faktoren zu isolieren und seinen Einfluß auf die Selbstmorde im ganzen zu konstatieren und zu messen."[1]) Es würde zu weit führen, hier eine erkenntnistheoretisch-methodische Untersuchung darüber einzuflechten, inwiefern und inwieweit ein derartiges Meßverfahren auf sozialem Gebiet überhaupt möglich und berechtigt ist. Adolph Wagner übernimmt auf jeden Fall diese naturwissenschaftliche Methode von Quételet rückhaltlos. Er selbst gibt zu, daß er eigentlich später in seiner Untersuchung eine Kombination der verschiedenen Einflüsse hätte folgen lassen müssen. Er entschuldigt sich damit, daß hierzu

1. das Material nicht ausreichend genug sei und
2. diese Untersuchung zu weit geführt hätte.

Er übersieht, daß gerade bei dieser Weiterführung er auf die schwierige Problematik stoßen müsse, die in der Anwendung derartiger sozialer Maßmethoden besteht.

2. Spezieller Teil.

a) Heiratsstatistik.

Die spezielle Untersuchung beginnt er mit der Anwendung seiner Grundsätze auf das Gebiet der Heiraten[2]) und betont, daß man doch bei keiner sozialen Erscheinung von vornherein mehr geneigt sei, menschlichen Wünschen und allen möglichen Zufällen einen Einfluß einzuräumen wie bei den Heiraten, daß aber die Statistik auf Grund von Massenbeobachtungen zeige, daß gerade hier sich Regelmäßigkeiten und Gesetzmäßigkeiten von starker Konstanz zeigen. Er macht darauf aufmerksam, daß Krisenjahre und anormale Erscheinungen ausgenommen werden müssen. Die erste Gesetzmäßigkeit, die er hervorhebt, ist entsprechend der Süßmilchschen These die Beziehung zwischen Getreidepreisen und Trauungen, die offenbar damals noch als eine der festesten Kausalbeziehungen auf diesem Ge-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. XI.

2) Adolph Wagner bevorzugt entgegen dem heute üblichen Ausdruck „Heiratsstatistik" „Statistik der Trauungen", vgl. Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 86.

Digitized by Google

biete galt. Er geht sodann dazu über, die Eheschließungen zu analysieren:

1. nach dem Familienstand der sich Verheiratenden,
2. nach dem Alter,
3. nach der Alterskombination, wobei er folgende Hauptgesichtspunkte herausarbeitet:
   a) die Ehen zwischen Ledigen überwiegen bei weitem (er behauptet, daß sie etwa 82% [1]) ausmachen);
   b) geschiedene Frauen heiraten eher wieder als Witwen;
   c) die meisten Eheschließungen liegen in der Zeit bis zum 30. Lebensjahr;
   d) in den meisten Fällen ist der Mann älter als die Frau;
   e) die anormalen Eheschlüsse, d. h. z. B. vor allem die Eheschließungen mit sehr großer Altersdifferenz der beiden Ehegatten zeigen nach Adolph Wagner eine nahezu noch stärker hervortretende Regelmäßigkeit als die der normalen.

Auf die sonstigen Regelmäßigkeiten, die etwa aus einer Statistik der Trauungen herauszulesen sind, geht Adolph Wagner nicht weiter ein. Er erwähnt nur folgende Phänomene:

a) die jährlichen Heiraten zum zweiten, dritten und vierten Male;
b) die gemischten Ehen (zwischen Ledigen und Verwitweten bzw. Geschiedenen);
c) die Wiederverheiratung von Geschiedenen mit ihren verschiedenen Kombinationsmöglichkeiten;
d) die Verteilung der Trauungen über Jahreszeiten und Monate des Jahres;
e) die Tatsache, daß es konstant mehr Witwen als Witwer gibt.

Bei der Spezialuntersuchung über die Statistik der Trauungen hebt Adolph Wagner hervor, daß die Gesetzmäßigkeiten, die er herausarbeitet, in Sachsen eine erhebliche Abweichung zeigen, insofern als Sachsen von allen verglichenen Staaten in der beobachteten Periode die größten Schwankungen von Jahr zu Jahr bei den Ehen und die kleinsten in der Sterblichkeit zeige, also ein Resultat, das zu den oben behaupteten Regelmäßigkeiten in Widerspruch steht. „Das ungewöhnlich starke Schwanken der Trauungsziffer zeigt sich aber auch sonst in Sachsen und ebenso das ungewöhnlich geringe Schwanken der Sterblichkeitsziffer; ich habe keine genügende Erklärung dieser Erscheinung in den amtlichen statistischen Publikatio-

1) Druckfehler, vgl. Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 16.

Digitized by Google

nen aufgefunden."[1]) Eine Erklärung gibt Adolph Wagner für diese eigenartige Abweichung in Sachsen nicht.[2])

Adolph Wagner geht sodann speziell dazu über, Theorie und Schema der Einflüsse auf das Phänomen der „Trauungszahlen" anzuwenden, wobei sich typisch zeigt, daß die Anwendung eines solchen Schemas insofern wissenschaftlich etwas dürftig in ihrem Ertrag auslaufen muß, als eine ganze Reihe von Gesichtspunkten nicht berücksichtigt werden kann. Hinsichtlich des Einflusses des Klimas sagt Adolph Wagner selbst etwas beschämt: „Für unsere Frage sind die Einflüsse des Klimas nur von untergeordneter Bedeutung und mit anderen zu stark vermengt, als daß wir sie hier untersuchen könnten . . ."[3]) Auch bei der Untersuchung des Einflusses der Jahreszeiten und Monate muß er sich mit bescheidenen Angaben begnügen. Dagegen kann er im Einverständnis mit der Süßmilchschen These den Nachweis erbringen, daß in der von ihm untersuchten Zeit Roggenpreise und Heiratsziffern eine konforme Bewegung aufweisen.

Jahr	Preußischer Roggenpreis per Scheffel in Sgr.	Preußische Heiratsfrequenz 1:	Sächsische Heiratsfrequenz 1:	Österreichischer Roggenpreis Fl. per Metzen	Österreichische Trauungen in Tausenden
1845	51	112,44	115,34	—	—
1846	70,11	116,40	113,41	—	—
1847	86,1	129,46	130,48	—	—
1848	38,2	121,81	124,93	—	—
1849	31,8	109,68	117,87	—	—
1850	36,5	106,26	104,28	—	—
1851	49,11	109,68	103,46	2,47	336,8
1852	61,9	118,40	117,80	3,11	316,8
1853	68	117,46	121,10	3,38	283,4
1854	83,3	128,27	131,86	4,36	258,0
1855	91,7	129,16	153,26	4,43	245,4
1856	85,1	121,45	126,44	3,62	314,5
1857	54,4	107,09	108,60	2,80	301,5
1858	61,5	105,14	107,40	2,62	298,6[4])

Adolph Wagner kann also sagen: „Die Übereinstimmung in der Bewegung der Zahlen ist vollständig. Die Preismaxima und Trauungsminima und Preisminima und Trauungsmaxima fallen genau zusammen."[4]) Auch bei der Untersuchung der Einflüsse physischer Lebensverhältnisse kann er eine außerordentliche Konstanz in den Altersverhältnissen aufweisen. Mit besonderem

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 89.
2) Vgl. Zeitschrift des Stat. Bureaus des Kgl. Sächs. Ministeriums des Innern, von Ernst Engel, 3. Jahrg. 1857, S. 184.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 90.
4) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 91.

Digitized by Google

Nachdruck weist er nochmals darauf hin, daß gerade die Prozentsätze der anormalen Alterskombinationen eine ungewöhnliche Konstanz aufweisen. Er macht sodann darauf aufmerksam, daß doch (im Sinne der Süßmilchschen These) die Zahlen der Trauungen in einer gewissen Beziehung zu dem wirtschaftlichen Gepräge der verschiedenen Jahre stehen, allerdings muß er zugeben, daß das Zahlenmaterial, das aus den fünfziger Jahren zur Verfügung stand, nicht mehr in dem Maße Schlüsse zuläßt, wie das aus früheren Zeiten. Er folgert: „Indessen stehen diese Beobachtungen noch zu isoliert, um daraus einen allgemeineren Schluß ziehen zu können. Letzterer wäre, wenn sich die Bewegung der Ehen unter dem Einflusse der Getreidepreise in der angedeuteten Richtung allgemeiner bestätigte, von hohem psychologischem Interesse. Jedenfalls erscheint es als weitere Aufgabe der Statistik, in solcher Weise bestimmten Einflüssen der Außenwelt auf die Motive und die Handlungen des Menschen nachzuspüren, um die Art und den Grad der Abhängigkeit unserer Handlungen von festen äußeren Ursachen festzustellen."[1])

Bei der Darstellung der Einflüsse sozialer Verhältnisse stellt Adolph Wagner die Untersuchung über den Zivilstand der Getrauten voraus, wobei er zunächst darauf hinweist, daß die Nahrungs- und Erwerbsverhältnisse insofern von entscheidender Bedeutung sind, als in Krisenzeiten die psychologischen Motive zur Verheiratung dahin wirken, daß Witwer und Witwen in stärkerem Maße heiraten als in normalen Zeiten. Für den besonderen starken Prozentsatz der Ehen von Ledigen mit Witwen in Bayern macht er die gewerblichen Zustände (die Realgerechtsame) verantwortlich.

Hinsichtlich der Religion und Konfession der Getrauten weist er auf die außergewöhnliche Konstanz der gemischten Ehen in Sachsen hin, worauf bereits Ernst Engel in seiner „Bewegung der Bevölkerung im Königreich Sachsen", S. 100, besonders aufmerksam gemacht hat.

Es wäre notwendig gewesen, daß Adolph Wagner das ganze Schema der Einflüsse angewendet hätte, aber er entschuldigt sich damit, daß es der Trauungsstatistik „noch an hinlänglicher Spezialität" fehle. „Die Untersuchung dieser Einflüsse ist übrigens für politische und volkswirtschaftliche Fragen von größerem Interesse, wie für die Frage der Gesetzmäßigkeit der menschlichen Handlungen."[2])

b) Verbrechensstatistik.

Als zweiten Tatsachenkomplex führt Adolph Wagner die Verbrechensstatistik an, die nach ihm für die ethisch-philosophische Seite der ganzen Frage nach der Gesetzmäßigkeit der menschlichen

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 97.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 101.

Digitized by Google

Handlungen die bedeutungsvollste Erscheinungsgruppe darstellt. Wenn Adolph Wagner auch zugibt, daß die Untersuchung der Verbrechen international durch die mangelnde Übereinstimmung der verschiedenen Strafgesetzbücher hinsichtlich der Definition der einzelnen Verbrechen und durch das verschiedene Strafverfahren getrübt werde, so dringt er doch nicht zu dem entscheidenden Einwurfe durch, daß überhaupt der Begriff des Verbrechens keiner ist, der irgendein natürliches Phänomen erfaßt, sondern der rein juristisch bestimmt ist. Den Einwand, daß man stets nur die Zahlen der kundgewordenen und entdeckten Verbrechen und der angeklagten Verbrecher, nicht die der wirklich stattgefundenen Verbrechen vergleichen könne, weist er zurück, und zwar in derselben Weise wie Quételet, indem er behauptet, das Verhältnis der untersuchten und der nicht entdeckten Verbrechen zueinander sei in kleineren Zeiträumen ein ziemlich konstantes, so daß also das Ergebnis kein wesentlich anderes werden würde, wenn wir die auch nicht entdeckten Verbrechen einbeziehen würden. Ganz und gar läßt er den Gesichtspunkt außer acht, den man schon Quételet entgegenhielt, daß die Zahlen über die Verbrechensstatistik sich über einen viel zu kurzen Zeitraum erstrecken. Um seine These von der Regelmäßigkeit zu erhärten, greift er unter den Verbrechen nur die „schwereren, gemeinen Verbrechen" heraus.

Adolph Wagner sagt: „Über diese schweren, gemeinen Verbrechen besitzen wir die besten und zuverlässigsten Beobachtungen, weil sie meistens einer gewissen gleichförmigen und längere Zeit gleichbleibenden Art des Strafverfahrens, z. B. der Beurteilung durch Schwurgerichte unterliegen."[1]) Adolph Wagner will offenbar durch diese Einschränkung den kritischen Einwänden gegen die Quételetsche Verbrechensstatistik in der Weise begegnen, daß er die Kategorie der Verbrechen einschränkt auf diejenigen, die

1. international stets als solche gleichmäßig betrachtet werden und
2. auf Grund ihrer Natur weniger der Jurisprudenz entgehen, und daher der Prozentsatz der nicht entdeckten Fälle verschwindend klein ist.

Er macht sodann ebenfalls in dieser Richtung darauf aufmerksam, daß diese schweren, gemeinen Verbrechen „vorzugsweise die Wirkung zügelloser, unberechenbarer Leidenschaft sind,"[1]) indem er wiederum daraus schließt, daß man gerade bei der Betrachtung dieser Fälle eine Regelmäßigkeit kaum erwarten würde, während sich aber tatsächlich gerade in dieser Statistik ein starkes Maß von Regelmäßigkeit nachweisen läßt. Bei der näheren Begründung geht er wiederum insofern kausal-naturwissenschaftlich vor, als er die Verbrechen gegen das Eigentum aus sozialen Momenten (Höhe der

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 27.

Digitized by Google

Lebensmittelpreise) zu erklären sucht. Er schließt sich durchaus Quételet an, wenn er z. B. sagt: „Von Jahr zu Jahr hört man in unseren ‚Kulturstaaten' eine annähernd gleiche Anzahl unserer Mitmenschen fast gleich verteilt nach Religion, Geschlecht, Alter, Beruf, Erziehung, Bildung das Todesurteil über sich aussprechen, besteigt das Schafott, füllt die Kerker an, auf Lebenszeit, auf längere oder kürzere Jahre."[1] Wenn man bedenkt, daß Adolph Wagner später als Sozialethiker und Kathedersozialist eine entscheidende Rolle gespielt hat, so ist es interessant zu sehen, wie er als Statistiker gerade bei Quételet diesen Gedanken der Abhängigkeit des Menschen vom sozialen Milieu so scharf und präzise herausarbeitet. Es klingt wie bei Quételet ein Ton der Anklage gegenüber der Gesellschaft durch.

Wenn er auf die Frage der Vermehrung oder Verminderung der Verbrechen in den Kulturstaaten zu sprechen kommt, so hebt er hervor, daß

1. das Material noch nicht genügend geklärt sei, daß die Begriffe der verschiedenen Verbrechen in den einzelnen Staaten keine gleichmäßigen seien und daß
2. in dem Staate, der die beste Verbrechensstatistik aufzuweisen habe, nämlich Frankreich, die Gründe für die Zu- und Abnahme viel zu stark hinundherspringen, als daß man etwa daraus wissenschaftlich belangvolle Urteile ziehen könne.

Hinsichtlich des Einflusses des Bildungsniveaus ist Adolph Wagner nicht der Ansicht von Wappäus und Quételet, daß nämlich hier ein entscheidender Kausalzusammenhang zu konstruieren sei, sondern daß vielleicht die Arten der Verbrechen sich ändern, nicht aber Zahl und Maß der Verbrechen selbst. Wenn überhaupt nach dieser Richtung hin ein Zusammenhang festgestellt werden soll, so wäre es nach Adolph Wagner wichtig, daß man untersucht, in welchem Maße die mit „einiger" Vorbildung versehenen Verbrecher an Zahl abgenommen haben.

Eine seit Quételet sehr beliebte Beziehung ist die auf die Konfessionen. Adolph Wagner behauptet, daß z. B. in Preußen etwas weniger Angeklagte auf die protestantische als auf die katholische Bevölkerung entfallen. Er gibt allerdings zu, daß bei dem Verbrechen gegen das Leben sich das Verhältnis zugunsten der Katholiken wendet mit Ausnahme des eigentlichen Totschlags. Die Isolierung des Faktors der Konfession sei deswegen außerordentlich schwierig und nahezu unmöglich, weil das Problem vom Rassenproblem und dem Problem der Bildungsstufe durchkreuzt wird, denn man müsse bedenken, daß die katholische Bevölkerung Preußens sich zu einem sehr großen Teile aus slavischen Elementen zusammensetze. Die

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 27.

Digitized by Google

jüdische Bevölkerung, um bei der Rassenfrage stehen zu bleiben, zeige im allgemeinen ein günstigeres Verhältnis als die christliche, aber bezeichnenderweise in drei Fällen ein wesentlich ungünstigeres, nämlich beim betrügerischen Bankrott, bei der Urkundenfälschung und beim Meineid.

Wenn Adolph Wagner auf das Problem des Unterschieds der Geschlechter in der Verbrechensstatistik zu sprechen kommt, so sind auch hier die Resultate keine eigentlich durchschlagenden. Es soll davon abgesehen werden, daß er dem weiblichen Geschlecht überhaupt ein geringeres Maß des Hanges zum Verbrechen zuschreibt, was doch zum mindesten in irgendeiner Weise begründet werden müßte; im allgemeinen behauptet er an Hand der preußischen Statistik, die Beteiligung der Frauen an den Verbrechen sei eine geringere mit Ausnahme von drei Fällen: Mord, vorsätzliche Brandstiftung, Meineid. Es muß dabei aber berücksichtigt werden, daß der Kindesmord einbezogen ist, der doch auf einem anderen Niveau der Betrachtung liegen sollte. Adolph Wagner folgert: „Die Wahrscheinlichkeit, durch einen Mann oder durch eine Frau vergiftet zu werden, ist beinahe gleich, während diejenige, von einem Manne oder einer Frau irgendeinen schwereren Angriff gegen Leben, Gesundheit, Ehre und Eigentum zu erleiden, sich wie 5—6 : 1 verhält.“ [1]) Auch in diesem Falle sucht er das preußische Beispiel durch das französische zu erhärten. Es klingt wie eine Zurücknahme des Früheren, wenn Adolph Wagner sagt: „Ein Beweis, daß nicht der Zufall, sondern tief liegende, mächtige Ursachen die Teilnahme des Weibes am Verbrechen im ganzen wie im einzelnen bestimmen.“ [2])

Fruchtbarer müssen die Ergebnisse sein, wenn die Verbrechensstatistik nach Altersklassen gegliedert wird, denn die hier zutage tretende, erheblich größere Konstanz muß durch die einfache Tatsache unterstützt werden, daß für das Verbrechen aus vielerlei Gründen eine ganze Reihe von Altersklassen nicht in Frage kommt und daß sich das Verbrechen auf ganz bestimmte Altersklassen zusammenziehen, da in ihnen sich die sozialen Umstände herausstellen, die zu entsprechenden Verbrechen führen können. Rein persönlich muß beachtet werden, daß Adolph Wagner gerade auf diesem Gebiete Resultate bietet, die auf seine eigenen Studien zurückgehen und deswegen auch geeignet sind, ganz besonders beachtet zu werden. Er knüpft an die Quételetsche These vom Hang zum Verbrechen an, der latent immer vorhanden, in den einzelnen Lebensaltern sehr verschieden hervorbricht, auf längere Perioden hindurch ziemlich konstant bleibt und im einzelnen eine Reihe von Modifikationen aufweist, die von großem sozialen und wirtschaftlichen Interesse sein

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 31—32.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 32.

Digitized by Google

müssen. Adolph Wagner sucht wiederum in erster Linie Preußen und Frankreich miteinander zu vergleichen.

Im einzelnen weist er folgendes Bild auf: Der Hang zum Verbrechen tritt schon vor dem 10. Lebensjahre sogar bei schwereren Verbrechen hervor. — Rein terminologisch sei betont, daß Adolph Wagner den Hang zum Verbrechen von dem eigentlich begangenen Verbrechen nicht scheidet, was er tatsächlich in Beziehung zueinander setzt, sind die wirklich begangenen Verbrechen. Er spricht dagegen stets von dem Hang zum Verbrechen, zweifellos eine sprachlich-logische Ungenauigkeit. — Mitte der zwanziger Jahre erreicht die Zahl der Verbrechen ihr Maximum. Bis zum 35. Lebensjahr senkt sich die Kurve, aber sehr mäßig und nimmt dann in ziemlich regelmäßigem Verlauf bis zum höchsten Lebensalter hin ab. Auf jeden Fall erlischt die Zahl nicht vor dem Tode. Die Unterschiede bei den verschiedenen Ländern führt Adolph Wagner auf nationale und geographische Unterschiede zurück.

Wenn er nun Preußen und Frankreich als Haupttypen seiner Betrachtung zueinander in Beziehung setzt, so begründet er das hinsichtlich dieses Punktes vornehmlich damit, daß Frankreich und Preußen betreffs ihrer juristischen Verhältnisse eine größere Ähnlichkeit aufweisen als etwa andere Länder. Die Resultate dieses Vergleiches sind folgende: Hinsichtlich der jugendlichen Verbrechen steht Preußen günstiger als Frankreich da. Vor allem beachtenswert ist aber die Tatsache, daß in Preußen das Maximum der Verbrechen wesentlich später fällt, und zwar bis in die dreißiger und vierziger Jahre hineinreicht, während in Frankreich das Maximum mit dem 25. Lebensjahr erreicht wird. Jn den späteren Jahren dagegen besteht kein wesentlicher Unterschied mehr zwischen den beiden Ländern. Auch hier wieder begründet Adolph Wagner die Unterschiede durch nationale und geographische Einflüsse.

Bei der Untersuchung der Veränderung der Zahlen innerhalb der einzelnen Länder selbst kommt er zu folgenden Ergebnissen: In Frankreich sind die Verbrechen relativ geringer in den jüngeren Jahren und relativ häufiger in höherem Lebensalter geworden. Während also die jüngere Generation eine absteigende Kurve aufweist, zeigt sich bei der älteren Generation das Umgekehrte. Den gleichbleibenden Punkt bildet dabei in Frankreich das 40. Jahr. Er macht darauf aufmerksam, daß die Zu- und Abnahme der Selbstmorde in Frankreich ein ähnliches Bild zeigt.

Bei dem Vergleich der Geschlechter ergeben sich für ihn ebenfalls typische Gesetzmäßigkeiten. Im ganzen zeigt die Kurve dieselbe Entwicklungslinie, im einzelnen ober charakteristische Modifikationen. Das Maximum fällt bei den Frauen später als beim Manne, und das Ausmaß der Steigerung ist ebenfalls bei den Frauen stärker als beim

Digitized by Google

Manne. Wenn er diese Tatsachen durch den „Einfluß geschlechtlicher Momente" erklären will, so bleibt er hier im einzelnen die Begründung schuldig. Mit zunehmendem Alter wird die Beteiligung beider Geschlechter immer gleichmäßiger. Wenn auch im ganzen in der Entwicklung das Verhältnis der Beteiligung von Männern und Frauen am Verbrechen in Frankreich gleichgeblieben ist, so zeigt sich doch, daß im einzelnen sich charakteristische Verschiebungen vollzogen haben. Früher z. B. überwog die Beteiligung der Männer etwa bis zum 35. Lebensjahr stärker, wogegen umgekehrt in den höheren Altersklassen sich eine Verschiebung zuungunsten des männlichen Geschlechts vollzogen hatte. Adolph Wagner macht hierfür eine Änderung in der Beteiligung der Geschlechter verantwortlich, denn er behauptet, daß die Beteiligung der Frauen am Verbrechen in den einzelnen Lebensaltern gleichmäßiger geblieben ist, daß aber die Richtung der Änderung im Laufe der Zeit bei den Frauen dieselbe wie bei den Männern geblieben ist, d. h. in den jüngeren Jahren eine Abnahme, in den späteren Jahren eine Zunahme, in beiden Fällen aber nicht so stark wie bei den Männern ausgeprägt. Diese Tendenz beweist nach Adolph Wagner, daß die immer stärker werdenden sozialen Einflüsse sich naturgemäß beim männlichen Geschlecht stärker als beim weiblichen geltend machen.

In den einzelnen Lebensaltern treten die einzelnen Verbrechen in verschieden starkem Maße hervor. Es gibt Verbrechen, die im jugendlichen, im kräftigsten Lebensalter und im Greisenalter vorwalten. Adolph Wagner weist zunächst einmal darauf hin, daß die einzelnen Verbrechen verschiedene geistige und körperliche Fähigkeiten erfordern und schon aus diesem Grunde eine ungleichmäßige Verteilung aufweisen. „Diese Kombination hängt in erster Linie von den Altersverhältnissen, also von den allgemein menschlichen Momenten ab und unterliegt speziell nationalen und geographischen Einflüssen wenig oder gar nicht."[1]) Hieraus folgt, daß Adolph Wagner also den völkischen Unterschieden keine große Bedeutung beimißt, sondern daß er die Unterschiede auf allgemein menschliche Eigenschaften zurückführen will, und dementsprechend die allgemeine Grundlage bei allen Menschen gleichmäßig annimmt, hierin die Tendenzen Quételets fortführend.

Die Zusammenstellung, die Adolph Wagner nun im Hinblick auf die Entwicklung der verschiedenen Verbrechen im Laufe der Altersentwicklung bietet, ist sehr summarisch. Er zeigt,

1. wie die Entwicklung in Frankreich und Preußen gleichmäßig verläuft,
2. wie Diebstahl, Brandstiftung, Fälschung, Meineid, Körperverletzung, Sittlichkeitsverbrechen, Kindsmord, Mord und Vergif-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 36.

Digitized by Google

tung in ganz bestimmter Weise im Laufe des Lebens mehr oder weniger stark hervortreten.

Zwei Arten nimmt er als besonders interessant aus der allgemeinen Betrachtung heraus, nämlich

a) die Brandstiftung, die in allen Ländern im jugendlichen Alter weit stärker als im späteren hervortritt,
b) den Kindsmord, der beim weiblichen Geschlecht aus ganz natürlichen Gründen eine stärkere Rolle als beim männlichen spielt.

Mit besonderer Liebe verfolgt Adolph Wagner das Problem des Einflusses der Volkserziehung auf die Besserung der Verbrechensstatistik und kommt zu dem Resultat: „Wenn ich mir vergegenwärtige, mit welcher Konstanz das Verhältnis der Beteiligung der jüngeren Leute am Verbrechen sich im ganzen wie im einzelnen verbessert, so möchte ich geneigt sein, einen solchen günstigen Einfluß der Volkserziehung teilweise als mitwirkend anzunehmen."[1])

Allerdings gibt Adolph Wagner selbst zu, daß

1. das vorhandene Material nicht genügend weit zurückreicht und
2. man erst in den folgenden Jahrzehnten die Auswirkung einer Verbesserung der Bildungsverhältnisse abwarten müsse.

Wenn Adolph Wagner, wie z. B. in diesem Falle, nach einer Deutung und sinnvollen Erklärung sucht, so neigt er dazu, Resultate der Popularpsychologie als wissenschaftliche Resultate einzuführen. Es läßt sich das höchstens damit entschuldigen, daß er wie in dem vorliegenden Falle rein wissenschaftliche Resultate in der Form des Vortrags gegeben hatte und dementsprechend wohl nicht geneigt war, allzuviel Problematik in die Untersuchungen hineinzulegen. Er betont am Schluß, daß die Feststellung des Einflusses des Alters auf Richtung und Grad der Neigung zum Verbrechen ohne Zweifel zu den interessantesten Beziehungen in der Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen gehöre, zumal da auf diesem Gebiete er selbst eigene Forschungen darbieten könne. Daß er nach dieser Richtung hin weitergehende Pläne einer Ausarbeitung dieser statistischen Resultate hatte, beweist folgender Satz: „Aber ich muß mich darauf jetzt beschränken und kann ihnen das Bild der Verbrecherlaufbahn noch nicht weiter im einzelnen ausmalen, kann auch nicht die Wirkungen aller der Nebenursachen darstellen, welche sich in den Verschiedenheiten der Kriminalität in den einzelnen Staaten, den einzelnen Provinzen des nämlichen Staats, in den Jahreszeiten, in Jahren guter und schlechter Ernte, hohen und niedrigen Getreidepreises, günstigem und ungünstigem Verdienst, in dem Wechsel der verbrecherischen Neigung und der Tätigkeit bei Ledigen und Verheirateten, Gebildeten und Ungebildeten, bei Stadt- und Land-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 42.

Digitized by Google

bevölkerung, bei den einzelnen wirtschaftlichen Berufen und noch in manchen anderen Beziehungen als hervorgerufen von den verschiedensten natürlichen und sozialen Einflüssen widerspiegeln."[1])

c) Selbstmordstatistik.

Am ausführlichsten und auch hinsichtlich der systematischen Grundlegung am strengsten wissenschaftlich sind die Darlegungen Adolph Wagners über die Selbstmordstatistik. Wenn er auch im eigentlichen Vortrag die Selbstmorde gegenüber den Verbrechen vielleicht etwas stiefmütterlich behandelt hat, so hat er diesen Mangel dadurch mehr als ausgeglichen, daß er in der eigentlichen Buchform den Selbstmord in einem besonderen Teil ausführlich zum Gegenstand der Betrachtung gemacht hat, wobei er auch einen ziemlich ausführlichen Abschnitt der Quellenkritik widmet. Das eigentliche Problem des Selbstmordes, wie es philosophisch und soziologisch schon lange erörtert worden war[2]), berührt Adolph Wagner nicht, trotzdem auch hier schon allerlei wertvolle Ansatzpunkte für eine streng wissenschaftliche Behandlung zu finden waren. Aber entsprechend seiner damaligen geistigen Haltung sucht er sich nach Möglichkeit auf naturwissenschaftlich-medizinisches Material zu stützen. Er hebt besonders Marc d'Espine hervor, der in seinem Werke über die Statistik von 1858[3]) wertvolle Gesichtspunkte für den Aufbau einer Selbstmordstatistik gegeben und vor allem die Notwendigkeit strengster Quellenkritik verlangt habe. Es ist interessant, zu sehen, wie Adolph Wagner auf eine Schwäche d'Espines hinweist, die man auch Quételet vorgeworfen hat und die sich darauf bezieht, daß das von d'Espine benutzte Genfer Material bei weitem nicht hinlänglich genug sei, um derartig weitgehende gesetzmäßige Folgerungen daraus zu ziehen. Adolph Wagner sucht daher in diesem Sinne möglichst Material aus allen Ländern heranzuziehen. Von besonderem Interesse aber ist es, daß er selbst plante, seine in der Schrift von 1864 gebotenen Untersuchungen und Resultate durch eine besondere wissenschaftliche Arbeit „Vergleichende Statistik der Selbstmorde in Europa" zu ergänzen, die in der von Ernst Engel redigierten „Zeitschrift des Königlich Preußischen Statistischen Bureaus" erscheinen sollte[4]), die aber leider offenbar nicht erschienen ist. Ob sie wirklich vorgelegen hat oder nicht, läßt sich nicht mehr entscheiden.[5])

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 42.

2) Vgl. Stäudlin, Carl Friedrich, Geschichte der Vorstellungen und Lehren vom Selbstmorde, Göttingen 1824, Vandenhoeck & Ruprecht.

3) Marc d'Espine, Essai analyt. et crit. de statist. mort. comparée etc. Genf, Neuchâtel, Paris 1858, S. 86—119.

4) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 103.

5) Der Verfasser hat trotz persönlicher Erkundigungen den Sachverhalt nicht erklären können.

Digitized by Google

Die Länder, die er in der wirklichen Arbeit hinsichtlich ihres statistischen Materials berücksichtigt, sind folgende:

1. Frankreich, wobei er sich auf Quételet, Guerry, Dufau, M. Block u. Marc d'Espine beruft,
2. Belgien,
3. Niederlande,
4. Großbritannien und Irland,
5. Dänemark,
6. Schweden,
7. Norwegen,
8. Rußland,
9. Spanien,
10. Portugal,
11. Italien,
12. die Schweiz,
13. die Länder der österreichischen Monarchie,
14. Preußen, wobei J. G. Hoffmann, Dieterici und O. Hübner erwähnt werden,
15. Bayern mit v. Hermann,
16. Sachsen, wobei naturgemäß Ernst Engel das Material liefert,
17. Hannover,
18. Baden,
19. Kurhessen,
20. Holstein-Lauenburg,
21. Mecklenburg-Schwerin,
22. Nassau,
23. Sachsen-Meiningen-Hildburghausen,
24. Sachsen-Altenburg
25. Waldeck,
26. Anhalt-Bernburg,
27. Hamburg,
28. Frankfurt a. M.

Die Übersicht zeigt, in welchem Maße Adolph Wagner über das von Quételet und Marc d'Espine gegebene Material hinausgreifen will. In seinem zusammenfassenden Überblick über die Selbstmordstatistik innerhalb des Vortrages arbeitet er folgende Gesetzmäßigkeiten heraus:

Zunächst behauptet er, daß gerade der Selbstmord, diese scheinbar am meisten willkürliche Handlung der Menschen, am stärksten eine ständig sich gleichbleibende Regelmäßigkeit aufweist.

Folgende Punkte hebt er als bedeutsam hervor:

1. Die Zahl der Selbstmorde im ganzen, wie bei jedem einzelnen Geschlecht weist in allen Ländern und innerhalb der Zeit mit starker Konstanz dieselben Ziffern auf.
2. Die im Laufe der Zeit sich durchsetzende Verstärkung der Zahlen ist in allen Ländern eine gleiche und weist dementsprechend auf tieferliegende soziale Ursachen hin. „Die Zunahme ist nicht ununterbrochen, mitunter ist sie in einem Jahre etwas stärker wie gewöhnlich, worauf wieder eine kleine Verminderung eintritt, aber im ganzen waltet eine aufsteigende Richtung in den Zahlen unverkennbar ob."[1]) Er führt dabei wiederum Frankreich als hervorragendstes Beispiel an, sodann Preußen und Sachsen.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 21.

Digitized by Google

3. Bezogen auf die konfessionellen Verhältnisse ergibt sich, daß der Selbstmord in protestantischen Ländern eine größere Rolle als in katholischen spielt. Er folgert daraus aber nicht, daß etwa der Einfluß der Religion hier der maßgebende sei, sondern er gibt offen zu, daß dies wahrscheinlich mit einer anderen Schichtung der protestantischen und katholischen Bevölkerung zusammenhänge. Bei Bayern macht er eine gewisse Ausnahme: „Am meisten zugunsten der katholischen Konfession sprechen die Ergebnisse der Untersuchung über den Selbstmord in Bayern, sie berechtigen aber doch noch nicht zu einem ganz bestimmten Schlusse, und in der bayrischen Pfalz ist die relative Häufigkeit des Selbstmords unter Katholiken, wie Protestanten annähernd die gleiche."[1])
4. Hinsichtlich der Beteiligung der Geschlechter betont er die Konstanz in der prozentualen Beteiligung von männlichem und weiblichem Geschlecht am Selbstmord. Er sucht durch diese Untersuchung sein Argument zu verstärken, daß es nämlich sehr allgemein wirkende Ursachen sein sollen, die zur Erhöhung der Selbstmordziffern führen und „nicht etwa nur besondere, mit den wirtschaftlichen, den sittlichen Zuständen der Männerwelt zusammenhängende."[2]) Die wichtigste Regelmäßigkeit in diesem Zusammenhange ist die Relation der männlichen und weiblichen Selbstmörder, die mit großer Konstanz sich um 3 bis 4 : 1 bewegt, wobei wiederum erwähnt wird, daß in Frankreich der weibliche Selbstmord eine größere Rolle als der männliche spielt. Eine Begründung für diese Gesetzmäßigkeiten etwa in dem Sinne, daß wirtschaftliche Ursachen entscheidend sind und daß die geringe Zahl der weiblichen Selbstmörder eine Folge des härteren Daseinskampfes des männlichen Geschlechtes ist, bietet Adolph Wagner nicht, trotzdem er sonst bei ähnlichen Erörterungen gewisse kausale Zusammenhänge aufzuweisen sucht.
5. Die Projizierung der Selbstmorde auf die verschiedenen Lebensalter zeigt eine ähnliche Konstanz. In Anlehnung an Quételet haben nach dieser Richtung hin die Statistiker für die verschiedenen Lebensalter den verschiedenartigen Hang zum Selbstmord festzustellen versucht. Adolph Wagner konstatiert ein ziemlich gleichmäßiges Anwachsen bis ins Greisenalter, wobei er betont, daß vom 16. bis 30. Lebensjahre das Anwachsen der weiblichen Selbstmordkurve infolge sexueller Ursachen stärker sei.

1') Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 22.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 23.

Digitized by Google

6. Über die Beziehung zur Jahres- und Tageszeit geht Adolph Wagner rasch hinweg, indem er sagt, daß im Sommer und besonders im Hochsommer mehr Selbstmorde als im Winter vorkommen. Er gibt aber selbst zu, daß hier die Untersuchungen noch nicht genügend zahlreich sind, um ein leidlich gesichertes wissenschaftliches Bild darzubieten, was ganz besonders für die Tageszeiten zu gelten habe.
7. Die Unterschiede betreffs des Berufs zeigen nach Adolph Wagner vornehmlich die strenge Scheidung zwischen Stadt und Land in dem Sinne, daß in den Städten der Selbstmord eine bei weitem größere Rolle als auf dem Lande spielt. Die Begründung Adolph Wagners lautet folgendermaßen: „Es scheinen besondere, mit den Fortschritten der Zivilisation verknüpfte schädliche Ursachen sich auszubilden, welche auf den Selbstmord hinwirken — eine der mannchfachen sittlichen Schattenseiten der Zivilisation.“ [1]) Gerade auf Grund dieser Argumentation sei darauf hingewiesen, daß Adolph Wagner trotz aller sonstigen wissenschaftlichen Gewissenhaftigkeit dazu neigt, Werturteile, die zudem noch auf ziemlich unklaren Begriffen, wie z. B. dem der Zivilisation beruhen, einzuflechten.
8. Hinsichtlich der Mittel, welche die Leute anwenden, um sich das Leben zu nehmen, kommt Adolph Wagner zu folgenden Ergebnissen:
   a) Der Tod durch Erhängen steht in dem ihm zur Verfügung stehenden Zahlenmaterial an der Spitze; es folgt das Ertränken, wobei Adolph Wagner die Unterschiede zwischen Stadt und Land ignoriert.
   b) Das Erschießen spielt bei den Romanen und in den Großstädten eine stärkere Rolle.

Die übrigen Bemerkungen Adolph Wagners sind derartig summarisch, daß sie kaum als einschlägig angesprochen werden können.

Es muß nun aber berücksichtigt werden, daß Adolph Wagner in dem geschilderten Sinne die Resultate seiner Untersuchungen über den Selbstmord noch einmal am Schluß seines Werkes zusammengefaßt hat, und zwar so, daß hier

I. die speziellen, methodischen Gesichtspunkte außer acht gelassen werden, und
II. die Resultate mehr im Hinblick auf die allgemeinen Gesetzmäßigkeiten und Regelmäßigkeiten herausgearbeitet werden.

Hierbei ergibt sich, daß einen der wundesten und schwierigsten Punkte der ganzen Untersuchung die schematische Anwendung der

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 24.

Digitized by Google

verschiedenen Einflüsse darstellt, denn auf Schritt und Tritt zeigt sich, daß

1. gewisse Einflüsse in ihrer Bedeutung für den vorliegenden Fall (Selbstmord) wesenlos erscheinen müssen, und daß
2. für gewisse Punkte die Untersuchungen entweder nicht wissenschaftlich genau genug sind oder vollständig fehlen.

Daher ist es gerade abschließend von Interesse, wie Adolph Wagner am Schlusse seiner speziellen Untersuchungen über den Selbstmord die Resultate zusammenfassend ordnet, wobei sich dann deutlich zeigt, daß in bezug auf das Phänomen Selbstmord gewisse Einflüsse und Beziehungen von ausschlaggebender Bedeutung sind, andere dagegen durchaus untergeordnet. In diesem Sinne arbeitet Adolph Wagner als allgemeines Resultat seiner gesamten Untersuchungen über den Selbstmord folgende Gesichtspunkte als die wesentlichen Gesetzmäßigkeiten heraus:

1. Die konstante Gleichmäßigkeit der Bewegung der Selbstmordzahlen von Jahr zu Jahr.
2. Die regelmäßige, die Bevölkerungsvermehrung meistens erheblich übersteigende Zunahme der Selbstmorde.
3. Den Mangel einer klimatischen Unterscheidung, wobei er betont, daß die drei Kriterien Klima, Abstammung und Konfession schwerlich zu trennen und dementsprechend leicht zu unvorsichtigen und schiefen Urteilen Veranlassung geben.
4. Den Einfluß der Jahreszeiten, der in bezug auf Sommer und Winter eine ziemlich gleichmäßige Konstanz in der Auf- und Abwärtsbewegung der Selbstmorde erzeugt.
5. Die Tageszeitenuntersuchung stellt Adolph Wagner dagegen aus Mangel an Material zurück.
6. Der Einfluß des Geschlechts wird am stärksten mit in den Vordergrund gerückt, weil hier eine große Reihe von Untersuchungen ein ziemlich klares Bild über die Entwicklung gestatten.
7. Die Altersbewegung wird hingestellt als diejenige, die am stärksten das Merkmal der Konstanz aufweist.
8. Abstammung und Nationalität werden zwar von Adolph Wagner als wichtige Gesichtspunkte betont, müssen aber aus Mangel an einschlägigem Material hintangesetzt werden.
9. Der Zivilstand zeigt vor allem die Regelmäßigkeit, daß der Selbstmord unter Verheirateten seltener als unter Ledigen ist.
10. Die Religion und Konfession zeigen in Beziehung auf den Selbstmord, daß die Selbstmorde unter Protestanten gegenüber Katholiken überwiegen.

Digitized by Google

11. Die Bildung zeigt die Eigentümlichkeit, daß bei größerer günstiger Entwicklung und höherem Bildungsniveau die Zahl der Selbstmorde größer ist.
12. Der Einfluß des Berufs wird geschieden in den
    a) des Berufs im allgmeinen, wobei das Problem Stadt und Land im Mittelpunkt des Interesses steht,
    b) der speziellen Selbstmordgliederung nach Berufen.
13. Adolph Wagner behauptet, daß der vorwaltende wirtschaftliche Charakter eines Landes nicht auf die Höhe der Selbstmordfrequenz wirke, eine Behauptung, die, wie die Ausführungen im einzelnen gelehrt haben, am stärksten zu Beanstandungen Anlaß gibt.

Zum Schluß arbeitet er die Gesetzmäßigkeit, die sich in der Bewegung der Selbstmordarten zeigt, heraus. Er betont hierbei, daß auch auf die Selbstmordarten wiederum bestimmte Einflüsse einwirken, daß z. B. die Selbstmordart sich nach Geschlecht, Alter und Beruf modifiziert. Im Sinne seiner Untersuchung behauptet er, daß man schon auf Grund der von ihm gegebenen Gesichtspunkte „von Gesetzmäßigkeiten und bedingungsweise von Gesetzen der Selbstmorde reden“[1]) könne. Er betont allerdings, daß es immer nur glücken könne, die nächsten Ursachen, welche die Erscheinungen bedingen, anzugeben, und es ist im Verlauf der Untersuchung öfters darauf hingewiesen worden, daß Adolph Wagner, wenn er weitergehende Begründungen geben will, wenn er vor allem auf die eigentlichen Motive, welche die Selbstmordbewegung bestimmen, zu sprechen kommt, selbst in wissenschaftlich stark zu beanstandender Weise willkürlich und viel zu stark subjektiv vorgeht. Er selbst sagt: „Wir können allerdings teilweise Erklärungen dafür geben, daß die entdeckten nächsten Ursachen in der aufgefundenen Weise und Richtung ihren Einfluß ausüben, aber viel ist damit auch noch nicht immer gewonnen.“[2]) Das Schlußwort lautet: „Die absolute Zahl der Selbstmorde, welche in einer konkreten Bevölkerung innerhalb eines gegebenen Zeitraumes vorkommt, ist die Funktion sämtlicher gleichzeitig einwirkender Faktoren. Hier reicht nur die göttliche Arithmetik aus, die mathematische Formel zu berechnen, nach welcher die Selbstmorde sich vollziehen. Eine Aufgabe, welcher die Statistik niemals gewachsen sein wird.“[3]) Diese Worte sind für den Standpunkt, den Adolph Wagner hinsichtlich des Problems der Statistik in der damaligen Zeit einnahm, nach zwei Richtungen hin von Bedeutung:

1. Sie zeigen uns, daß Adolph Wagner energisch den Quételetschen Gedanken der Gesetzmäßigkeit und Regel-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 292—293.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 293. 3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 295.

Digitized by Google

mäßigkeit in den sozialen Erscheinungen betont und herausarbeitet.

2. Sie zeigen aber, daß Adolph Wagner auf jeden Fall den Glauben an eine streng mathematische Lösung der ganzen Frage nicht teilt, daß er zwar annahm, ein göttlicher Verstand könne die Lösung erbringen, aber daß er auf jeden Fall der Überzeugung war, die menschliche Statistik würde dieses Ziel nicht erreichen können. Er läßt es zwar offen, ob man nicht dieses Ziel dem menschlichen Erkennen gewissermaßen als unendliche Aufgabe auferlegen könne.

Gerade in diesem Zusammenhange würde die Adolph Wagnersche Arbeit über die „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" als lückenhaft zu gelten haben, wenn sich der Verfasser nicht zusammenhängend über seine Anwendung der Begriffe Gesetz und Gesetzmäßigkeit geäußert hätte.

Es kann sich nicht mehr darum handeln, daß die einzelnen Resultate Adolph Wagners zur Debatte gestellt werden; es würde auch nicht mehr als lohnend erscheinen, die Resultate im einzelnen zu korrigieren und etwa den Nachweis zu führen, daß Adolph Wagner z. B. hinsichtlich des sächsischen Materials nicht genügend Grundlagen besaß, sondern es kann höchstens als bedeutsam erscheinen, Adolph Wagner in seiner Methode und in dem Aufbau seiner Selbstmordstatistik zu beobachten. Dies ist nun aber deswegen beim Selbstmord gerade ungünstig, weil Adolph Wagner in dem zweiten Teil des vorliegenden Werkes seinen Ausführungen über den Selbstmord eine methodische, mit vielem Material ausgestattete Grundlegung gegeben hat.

Die Einzeluntersuchung ist folgendermaßen aufgebaut:

Adolph Wagner geht zunächst von den von Jahr zu Jahr sich verändernden Selbstmordzahlen der nichtdeutschen Länder aus, wobei Frankreich an die Spitze gestellt wird. Innerhalb Deutschlands steht Preußen voran.

Er sucht sodann ein klareres Bild von der Bewegung der Selbstmorde dadurch zu gewinnen, daß er den Fortgang der Bewegung der Selbstmordzahlen in längeren, und zwar fünfjährigen Perioden verfolgt, wobei er von 1836 bis 1863 (d. h. bis an das Jahr des Erscheinens dieses Werkes heran) eine dauernde Zunahme der Selbstmordzahlen mit geringen Schwankungen konstatiert. Es muß hierbei beobachtet werden, daß

1. Adolph Wagner von Jahr zu Jahr die absolute Zahl verfolgt, dabei aber den Zuwachs der Bevölkerung außer acht läßt, und daß er
2. international die verschiedenen Staaten ohne weiteres miteinander vergleicht, ohne zu berücksichtigen, daß sie auf einem verschiedenen Niveau der Betrachtungsweise stehen.

Digitized by Google

Adolph Wagner behauptet allerdings, daß der Selbstmord in der damaligen Zeit „in den zivilisierten Ländern in regelmäßiger, die Bevölkerungszunahme erheblich übersteigernder Zunahme“[1]) begriffen sei. Er gibt zwar selbst zu, daß die hier gelieferten Statistiken noch starke Mängel aufweisen, aber auf die einzelnen Mängel der Untersuchung und vor allem auf die daraus fließende Pflicht zur Vorsicht bei Verallgemeinerungen macht er zu wenig aufmerksam. Seine Polemik gegen die Kritiker der Selbstmordstatistik (Salomon, Löwenhardt) beweist, daß er hinsichtlich seiner Resultate stark optimistisch war und sie nicht durch methodische Bedenken abgeschwächt wissen wollte. Wenn er von einer allgemeinen Zunahme der Selbstmorde im 19. Jahrhundert spricht, so muß das auf Grund der Tatsache, daß sein Material etwa 1860 abschließt, als ziemlich gewagt erscheinen.

Er geht sodann dazu über, das Einflußschema auf die Selbstmordzahlen anzuwenden, wobei sich naturgemäß wiederum ergibt, daß bestimmte Punkte ziemlich resultatlos erscheinen müssen. Eigenartig muß bei allen diesen Untersuchungen die Tatsache erscheinen, daß Adolph Wagner unbedenklich von Gesetzen spricht, z. B.: „Dieses Gesetz der Verteilung der Selbstmorde über die Jahreszeiten könnte zu einem abermaligen Beleg für die Richtigkeit der Definition des Wortes Gesetz in dem früheren Abschnitt dienen. Es scheint mir, daß wir schon jetzt berechtigt sind, von einem solchen Gesetze zu sprechen.“[2])

Er betont in diesem Sinne den Einfluß des Klimas, der Jahreszeiten und der Tageszeiten: „Der Einfluß der Jahreszeiten auf die Selbstmordfrequenz hat in meinen Augen eine besonders große Bedeutung für die Frage der Gesetzmäßigkeit in den willkürlichen menschlichen Handlungen. Denn es wird dadurch konstatiert, daß in diesen Handlungen in einem wichtigen Falle eine ähnliche Periodizität wahrzunehmen ist, wie in dem Phänomenen der physischen Weltordnung.“[3])

Methodisch besonders interessant muß der Versuch Adolph Wagners erscheinen, in Anlehnung an das französische Schema der Selbstmordmotive eine Klassifizierung der Beweggründe, die zum Selbstmord führen, aufzustellen.

„1. Unbekannt;
2. Lebensüberdruß;
3. Geisteskrankheiten, nämlich
   a) Wahnsinn,
   b) Melancholie, Hypochondrie,
   c) Monomanie,
   d) Geistesstörung,
   e) Gehirnfieber,
   f) Blödsinn, Idiotie.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 116.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 133.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 135.

Digitized by Google

4. Mit Geistesstörung verbundene Leidenschaft, nämlich
   a) Religiöse Schwärmerei,
   b) Politische Exaltation.
5. Körperliche Leiden;
6. Leidenschaften, nämlich
   a) Heftiger Zorn,
   b) Alteration, Verzweiflung,
   c) Unglückliche Liebe,
   d) Eifersucht,
   e) Ehrgeiz.
7. Laster, nämlich
   a) Betrunkenheit,
   b) Trunksucht,
   c) Liederliches Leben,
   d) Spielsucht, Spielverlust,
   e) Tagdieberei (paresse).
8. Kummer und Betrübnis über andere, nämlich
   a) Verlust von Angehörigen,
   b) Heimweh,
   c) Andere ähnliche Fälle.
9. Zwist mit und Ärger über Familienangehörige, nämlich
   a) Undankbarkeit der Kinder gegen die Eltern,
   b) Zürnen der Kinder gegen die Eltern,
   c) Interessenstreit in der Familie,
   d) Den Kindern zur Last sein,
   e) Ehelicher Zwist,
   f) Häuslicher Ärger im allgemeinen,
   g) Streit mit, Tadel von Vorgesetzten.
10. Kummer über Vermögensverhältnisse, nämlich
    a) Elend und Furcht davor,
    b) Zerrüttetes Vermögen,
    c) Verlust des Vermögens,
    d) Verlust der Beschäftigung,
    e) Arbeitsmangel,
    f) Verlust von Prozessen,
    g) Andere derartige Verluste,
    h) Reue über getroffene Vermögensverfügungen,
    i) Nichterfüllte Hoffnungen in bezug auf Vermögensverhältnisse.
11. Unzufriedenheit mit der Lage, nämlich
    a) Überdruß der sozialen Stellung,
    b) Überdruß des Militärdienstes,
    c) Andere Widerwärtigkeiten.
11. Reue und Scham, nämlich
    a) Gewissensbisse,
    b) Scham, Furcht vor Schande,
    c) Außereheliche Schwangerschaft.
18. Furcht vor Strafe, nämlich
    a) Furcht vor richterlicher Untersuchung,
    b) Furcht vor Exekution einer Strafe,
    c) Furcht vor (militärischer) Disziplinarstrafe.
14. Selbstmord nach Mord und dergleichen.

Summe.

Summe ohne die unbekannten Fälle."[1])

Zur Kritik dieses Schemas könnte man prinzipiell aus methodischen Gründen einwenden, daß es einseitig psychologisch aufgebaut ist, und vor allem eine gewisse Popularpsychologie in den Ausdrücken zutage tritt, die heute wissenschaftlich zurückgewiesen werden müßte.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 157.

Digitized by Google

Es wäre wesentlich vorteilhafter gewesen, dieses Schema an objektiven Begebenheiten und Zuständigkeiten zu orientieren, besonders die objektiven Notwendigkeiten des wirtschaftlichen Lebens in anderem Maße zu berücksichtigen. Es sei hier darauf hingewiesen, daß aus den angegebenen Gründen Adolph Wagner dazu gelangen muß, die Unterschiede in den Motiven verschiedener Länder einseitig psychologisch zu erklären. Er folgert: „Es muß nämlich eine sehr verschiedene natürliche Disposition zum Selbstmorde unter den Bevölkerungen verschiedener Länder bestehen oder bei gleicher Disposition und Zugänglichkeit für die Neigung zum Selbstmorde müssen unter verschiedenen Völkern ganz verschiedene oder dieselben Ursachen in ganz ungleichem Grade als Präservativ gegen die Ausführung des Selbstmords in Wirksamkeit sein."[1]) Er wird durch seine Einstellung verhindert, diese Verschiedenheiten auf objektive Unterschiede, z. B. Unterschiede der wirtschaftlichen Struktur der verschiedenen Länder usw. zurückzuführen. Es führt das bei Adolph Wagner letzten Endes dazu, daß er glaubt, auf die sogenannte Selbstmorddisposition ein entscheidendes Gewicht legen zu müssen. Gerade hinsichtlich des Unterschiedes zwischen männlichen und weiblichen Selbstmordziffern entgeht ihm auf diese Weise die Hauptstärke der Argumentation, die etwa darin liegen würde, darauf hinzuweisen, daß der Mann doch in ganz anderem Maße dem wirtschaftlichen Kampf als die Frau ausgesetzt ist, und daß jede Erklärung aus psychologischen Momenten heraus zu sehr gewundenen Gründen führen muß.[2]) An einigen Stellen läßt Adolph Wagner allerdings durchblicken, daß die ökonomischen Faktoren eine wesentliche Bedeutung besitzen, vor allem z. B. für den Anteil des weiblichen Geschlechts an den Selbstmordzahlen. Er sagt z. B.: „Die einzelnen Verhältniszahlen in der Rubrik ‚Kummer über Vermögensverhältnisse' zeigen, daß die Beteiligung der Frauen am Selbstmord sofort häufiger wird, wenn es sich um Fälle handelt, wo die Frauen unmittelbarer mit ökonomischen Interessen in Berührung kommen."[3]) Aber er läßt dieses Argument nicht voll zur Entfaltung kommen, sondern es sind die Stellen durchaus überwiegend, wo Adolph Wagner aus psychologischen Ursachen heraus (Disposition und Anlagen) die Unterschiede zu erklären sucht.

Auf den Einfluß von Nationalität und Stammesart legt Adolph Wagner besonderes Gewicht, und zwar mit spezieller Rücksicht auf die Unterschiedlichkeiten, die sich innerhalb Deutschlands zeigen, wobei er besonders auf die hohen Selbstmordzahlen

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 162.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 165.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 164—165.

Digitized by Google

Sachsens und der umliegenden Länder aufmerksam macht, eine Tatsache, die durch die Untersuchungen Kürtens[1]) über die „Statistik des Selbstmordes im Königreich Sachsen" bestätigt wird. „Man sieht, daß hiernach in der Tat von einer ganz regel- und gleichmäßigen Verbreitung des Selbstmordes nach Stämmen gesprochen werden kann. Besonderes Gewicht lege ich zum Nachweise dieses Abhängigkeitsverhältnisses der Selbstmordfrequenz auf die große Übereinstimmung der Daten aus Landesteilen, welche konfessionell gleichartig sind, zu demselben Stamme gehören, zum Teil früher *einen* Staat bildeten, gegenwärtig aber *verschiedenen* Staaten einverleibt sind."[2]) Er meint hiermit, daß sich in den Selbstmordziffern eine eigenartige innere Verwandtschaft von bestimmten Bezirken zeige, die oft sogar politisch nicht mehr zusammengehören, z. B. Österreich und Schlesien. Er sucht durch diese Aufstellungen zu erhärten, daß letzte, originäre Stammeseigentümlichkeiten ausschlaggebend seien. Besonders stark wird diese Argumentation in bezug auf Sachsen unterstrichen (Adolph Wagner spricht direkt von Stämmen, z. B. dem sächsischen Stamm). Bezeichnend für Adolph Wagner ist folgende, die hohe Selbstmordziffer Sachsens erklärende Argumentation: „. . . Es ließe sich wohl denken, daß gewisse angeborene Geisteseigentümlichkeiten bei den einzelnen deutschen Stämmen die Verbreitung und Einwurzelung des Protestantismus, wie das Verbleiben oder die Wiedereinführung des Katholizismus, das Vorwalten der Verstandestätigkeit wie dasjenige des Gemütslebens, das hervorragend in den Verstandeswissenschaften wie in der Poesie und Kunst, die politische und volkswirtschaftliche Tatkraft wie die geringere Energie auf diesem Gebiete, die aktive Kolonisationsfähigkeit und die schwächere Widerstandskraft gegen fremde Nationalitäten, freilich aber auch das öftere und seltenere Vorkommen des Selbstmordes — daß also solche Geistesanlagen alle diese Verschiedenheiten in Handlungen, Leistungen, Auffassungen und Richtungen bei den einzelnen Nationen und Stämmen erklärten. Der sächsische Stamm, in welchem am meisten Selbstmorde vorkommen, ist gleichzeitig der erste in religiöser, politischer, volkswirtschaftlicher Tatkraft in Deutschland, derjenige, welcher die bedeutendste Kolonisation durchgeführt, die größte Unabhängigkeit des Geistes errungen hat, der Stamm der Luther, Lessing, Kant."[3])

Am Schlusse dieses mit besonderer Liebe ausgearbeiteten Abschnittes betont er, daß diese Form der Begründung schon von seinem

1) Kürten, O., Statistik des Selbstmordes im Königreich Sachsen. Leipzig und Berlin 1913, B. G. Teubner.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 173.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 175.

Digitized by Google

Vater Rudolph Wagner hervorgehoben sei, daß nämlich bestimmte Erscheinungen als Produkte innerer, in den angeborenen Anlagen liegender Ursachen anzusehen seien.

Es ist nun sehr eigenartig, zu beobachten, wie Adolph Wagner die Einflüsse sozialer Verhältnisse gegenüber den vorhergehenden stark zurückstehen läßt. Es liegt darin gewissermaßen ein Ausdruck der Zeitströmungen, die mehr auf die Betonung von Naturzusammenhängen gerichtet waren und weniger, trotz Quételet, die sozialen Einflüsse gelten lassen wollten. Die heutige Zeit zeigt nach dieser Richtung hin eher das gegenteilige Bild, insofern als sie dazu neigt, soziale Einflüsse zu den konstituierenden zu erheben.

In diesem Sinne geht Adolph Wagner über die Punkte eheliche und uneheliche Geburt, Zivilstand, Religion und Konfession, Bildung und Beruf ziemlich summarisch hinweg, ohne auf diesen Gebieten zu einschneidenden Resultaten zu gelangen.

Er folgert z. B., ohne diesen Konsequenzen entscheidendes Gewicht beizumessen, daß die Verheirateten günstiger als die Ledigen hinsichtlich des Selbstmords dastehen.

Hinsichtlich der Konfession gibt er zu, daß hier die Unterschiede zwischen Protestanten und Katholiken frappant sind. aber er steht dem vorliegenden Material ziemlich skeptisch gegenüber und deutet vor allem an mehreren Stellen an, daß für die Unterschiede zwischen Protestanten und Katholiken letzten Endes auch andere Faktoren maßgebend sein können. Er sagt z. B.: „Ich möchte die höhere Selbstmordfrequenz unter Protestanten nicht ausschließlich als Funktion des religiösen Bekenntnisses und seines Einflusses auf die Weltanschauung der einzelnen ansehen, sondern bin der Meinung, daß die protestantische und katholische Glaubensrichtung ebenso wie viele andere Geistes- und Charaktereigentümlichkeiten und darunter auch die größere oder geringere Disposition zum Selbstmorde alle zusammen Funktionen einer gewissen angeborenen natürlich-geistigen Beschaffenheit sind."[1]) Wenn also Adolph Wagner auch nicht so weit geht, daß er etwa die wirtschaftliche Struktur für entscheidend hält, so muß doch zugegeben werden, daß er hinsichtlich des konfessionellen Argumente sich starke Zurückhaltung auferlegt und geneigt ist, milderen Argumenten den Vortritt zu lassen.

Bei der Berücksichtigung der Bildung betont er, daß zwar der Selbstmord sich in gebildeten Kreisen häufiger zeige als in hinsichtlich der Bildung zurückgebliebenen, daß man aber darauf absolut nicht etwa das Schema von Ursache und Wirkung zur Anwendung bringen dürfe.

---

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 188.

Digitized by Google

Auch hinsichtlich der Gegenüberstellung der Selbstmorde in Stadt und Land ist Adolph Wagner sehr vorsichtig. Er gibt zu, daß im allgemeinen der Selbstmord in den Städten häufiger als auf dem Lande vorkomme, aber er betont, daß ein genauer Kausalnexus zwischen der Höhe der Selbstmordfrequenz und der Stärke der städtischen Bevölkerung nicht ohne weiteres bestehe. Er sagt sogar, daß gerade auf diesem Gebiete andere allgemeinere Ursachen wirksamer seien als etwa der Unterschied von Stadt und Land.

Aus Anlaß der Untersuchung über den Einfluß der Berufe auf die Selbstmordzahlen kommt er zusammenfassend auf die Frage zu sprechen, ob etwa der vorwaltende wirtschaftliche Charakter eines Landes von entscheidender Bedeutung für die Höhe der Selbstmordziffern sei. Er meint, daß man z. B. zu Unrecht die hohen Selbstmordzahlen Sachsens auf die hochentwickelte Industrie zurückführe, und sucht als Gegenbeispiel den Regierungsbezirk Düsseldorf auszuspielen, der trotz derselben wirtschaftlichen Struktur nur etwa ein Drittel der Zahlen von Sachsen aufzuweisen habe. Er sucht sogar auf agrarischer Seite in Mecklenburg ein Parallelbeispiel herauszuheben. Aus allem geht hervor, daß Adolph Wagner entsprechend dem früher Ausgeführten die hohe oder niedrige Selbstmordfrequenz auf möglichst tiefliegende, womöglich psychologische Ursachen zurückzuführen sucht und dabei den Einfluß objektiver, insbesondere wirtschaftlicher Momente hintanstellt. Er geht sogar so weit, zu behaupten, „daß der vorwaltende wirtschaftliche Charakter eines Landes, soweit auf ihn aus der Stärke der relativen Bevölkerung geschlossen werden kann, auf die Höhe der Selbstmordfrequenz nicht bestimmend einwirkt."[1]) Vor allem betont er, daß für die hohe Zahl der Selbstmorde im Königreich Sachsen auf jeden Fall sein vorwiegend industrieller Charakter keinen Einfluß habe.

Klima, Stamm und Konfession sind nach Adolph Wagner nach dieser Richtung hin entscheidender als etwa der vorwaltende wirtschaftliche Charakter des betreffenden Landes.

Er sucht dies zu beweisen:

1. durch den Vergleich mit Düsseldorf, wo trotz ähnlicher wirtschaftlicher Verhältnisse die Selbstmordziffern wesentlich geringer sind und
2. durch den Vergleich mit der Provinz Sachsen, wo trotz vorzugsweise ackerbautreibender Bevölkerung die Selbstmordfrequenz ähnlich wie im Königreich Sachsen ist.

Bei der Untersuchung der Verteilung des Selbstmords auf die ver-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 213.

Digitized by Google

schiedenen Berufsarten kommt Adolph Wagner zu folgendem Resultat: Am häufigsten sei der Selbstmord vertreten unter Dienstboten und Soldaten, am seltensten unter der Landbaubevölkerung. Adolph Wagner gibt aber im einzelnen selbst zu, daß die Projektion der Selbstmorde auf das Berufsschema einen sehr problematischen Wert habe, da auf der einen Seite noch nicht genügend Material vorliege, und auf der anderen Seite die Berufsgliederung in sich selbst zu wenig gesichert sei. Sein Endergebnis lautet kurz zusammengefaßt:

„Sehr viel Selbstmorde unter Dienstboten, Soldaten, Berufslosen und Individuen bedenklichen Lebenswandels, mehr Selbstmorde als im Durchschnitt bei den höhergebildeten Klassen, den liberalen Professionen und den wohlhabenden, von Grundbesitz und Kapitalzins lebenden Ständen, weniger Selbstmorde als im Durchschnitt bei der Masse der in der materiellen Produktion beschäftigten Klassen, und zwar bei der ackerbautreibenden Bevölkerung noch etwas weniger, wie bei der städtisch-gewerblichen."[1])

Ganz besonders eigenartig müssen uns heute die Konsequenzen anmuten, die Adolph Wagner aus diesem Resultate zieht. Er verfährt dabei wiederum stark subjektiv-psychologisch. Als Beispiel sei folgender Satz angeführt: „Ein großer Teil der Berufslosen und Vagabonden hat einen gewissen äußeren Firnis der Bildung, mißbraucht das geringe Bildungskapital aber zu schlechten Zwecken."[2]) Wenn er auch im einzelnen wiederum den Einfluß der spezifisch wirtschaftlichen und sozialen Umstände nicht vernachlässigen will, wenn er z. B. sehr wohl zugibt, daß Nahrungs- und Vermögenssorgen eine starke Neigung zum Selbstmord erzeugen, so will er doch alle diese Momente nicht zu den ausschlaggebenden erheben.

Wenn Adolph Wagner bei der Statistik der Selbstmordmotive eine genügende Klassifakation mit genügend scharfen und präzisen Resultaten nicht erbringen konnte, und es vielleicht im einzelnen besser gewesen wäre, einzelne nur des Schemas wegen aufgeführte Untersuchungen beiseite zu lassen, so sind die Ausführungen über die Arten der Selbstmorde wesentlich fruchtbarer, da sie den Vorteil haben, als Untersuchungen über Gesetzmäßigkeiten wieder an streng objektiven Tatsachen orientiert zu sein. Welche große Hoffnung und welches schrankenlose Vertrauen Adolph Wagner in die Herausarbeitung derartiger Gesetze und Gesetzmäßigkeiten setzt, das erhellt in ganz besonders charakteristischer Weise aus folgendem

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 226.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 226—227.

Digitized by Google

Satze: „Wenn man sich die zahllosen denkbaren Störungen vergegenwärtigt, welche nicht nur der Ausführung des Selbstmordes, sondern vollends der Ausführung mit einem bestimmten Mittel entgegentreten können, wenn man in der uns so vertrauten Weise erwägt, wie ‚zufällig' doch nach menschlichem Bedünken die Vornahme eines Selbstmords und der Gebrauch eines bestimmten Mittels eigentlich sei, so wird man wirklich über das wunderbar regelmäßige Zahlengefüge erstaunen müssen. Diese Tabelle enthält die arithmetischen Verhältnisse eines der moralischen Weltordnung angehörigen Mechanismus, welcher unsere staunende Bewunderung noch in höherem Maße auf sich ziehen muß, wie der Mechanismus der Himmelskörper." [1])

Bei der schematischen Gliederung der Arten des Selbstmords unterscheidet Adolph Wagner folgende Modi:

1. Ertränken,
2. Erhängen, Strangulieren,
3. Erschießen,
4. spitzige und schneidende Instrumente,
5. gewaltsamer Sturz,
6. Gift,
7. Kohlendampf,
8. andere Mittel.[2])

Rein logisch muß dabei auffallen, daß Adolph Wagner in der Terminologie keinen einheitlichen Gesichtspunkt geschaffen hat, insofern als er einmal die Art verbal ausdrückt (Ertränken, Erhängen, Erschießen) und in der zweiten Abteilung, die eigentlichen Mittel als Kriterien anführt.

Die erste Regelmäßigkeit, die er betont, ist die, daß in allen Ländern das Erhängen eine dominierende Rolle in der Selbstmordstatistik spielt, aber daß dabei berücksichtigt werden muß, wie verschieden hoch sich die Zahlen in den verschiedenen Ländern stellen. Als auffällig wird betont, daß unter allen Ländern hinsichtlich des Erhängens Mecklenburg, Sachsen, Dänemark obenanstehen, während in Frankreich und besonders in Genf die Zahlen relativ niedrig sind.

Das zweitwichtigste Selbstmordmittel stellt das Ertränken dar, wobei wiederum sich ein starker Unterschied zwischen männlichem und weiblichem Geschlecht insofern zeigt, als diese Selbstmordart vom weiblichen Geschlecht bevorzugt wird.

Dagegen überwiegt das männliche Geschlecht bei der Benutzung der Schießwaffen.

Es muß als eigenartig erscheinen, daß Adolph Wagner den tieferen objektiven Verursachungen dieser Unterschiede so wenig nachgeht,

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 243—244.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 246.

Digitized by Google

z. B. müßte es von großem Interesse sein, festzustellen, welche objektiven Momente es sind, die die Menschen dazu führen, den Tod durch Erhängen vorzuziehen. Es ist sodann interessant, zu sehen, daß zur Zeit Adolph Wagners und vor allem auf Grund des ihm vorliegenden Materials der gewaltsame Sturz aus der Höhe noch eine durchaus untergeordnete Bedeutung hat. Zweifellos bildet hier die Voraussetzung die großstädtische Mietskaserne, die allein mit ihren drei und vier Stockwerken die Garantie des Todes für eine derartige Selbstmordart bietet.

Das Schlußresultat Adolph Wagners lautet: „Bei weitem am häufigsten sind diejenigen Selbstmordarten, welche mit den geringsten äußeren Mitteln am sichersten und schmerzlosesten zum Ziele führen: Erhängen und Ertrinken."[1])

Wenn Adolph Wagner nun dazu übergeht, wiederum sein Einflußschema auch auf das Phänomen des Selbstmords anzuwenden, so zeigt sich, daß er auch hier eine Reihe von Einschränkungen und Modifikationen vornehmen muß, da eine ganze Reihe von Punkten sich bei der näheren Betrachtung als unergiebig zeigen. Auch hier ist der Sachverhalt so, daß nur eine gewisse erlesene Zahl von Beziehungen, z. B. die auf das Geschlecht, das Alter, den Beruf usw. sinnvoll konstruiert werden kann.

Wenn er auf die Beziehung der Selbstmordzahlen zu den Jahreszeiten zu sprechen kommt, so zeigt sich:

1. daß das vorhandene Material noch äußerst dürftig war, und er deswegen zu keinen einschlägigen Resultaten kommen konnte;
2. daß er auch hier wiederum viel zu wenig die objektiven und die objektiv bedingenden und verursachenden Momente herausarbeitet.

Hinsichtlich des Geschlechts stellt er folgende Regelmäßigkeit voran: „Die Männer erhängen sich wesentlich häufiger, wie die Frauen, ersäufen sich aber in noch höherem Maße seltener wie letztere, so daß auf diese beiden Hauptarten ein größerer Anteil bei den Frauen wie bei den Männern fällt."[2])

Bei der Beziehung der Selbstmorde auf das Alter betont Adolph Wagner die staunenswerte Regelmäßigkeit, die sich gerade bei dieser Relation offenbart. Er betont vor allem, daß die typischen Unterschiede zwischen Mann und Frau und sodann die Konstanz in den Selbstmordarten sich mit zunehmendem Alter immer mehr verstärkt. Er weist z. B. darauf hin, daß das Erschießen bei Frauen höchstens im jugendlichen Alter stattfindet, während später die typische Form des weiblichen Selbstmords, nämlich das Ertränken, sich

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 252.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 253.

Digitized by Google

mit großer Konstanz geltend macht. In den letzten Jahren des Lebens dagegen verwischen sich die Unterschiede. Adolph Wagner liebt es, an dieser Stelle in der Phraseologie seiner Ausführungen ein gewisses poetisches Moment einfließen zu lassen: „Auch das Weib wird mit zunehmenden Jahren immer seltener von des Wassers blauem Spiegel angelockt. Auch bei ihr schwindet mit der Romantik der Motive die Romantik der Todesart."[1])

Wenn Adolph Wagner selbst eine Kombination von Motiv und Selbstmordart verlangt, so muß hier darauf hingewiesen werden, daß es unbedingt notwendig wäre, in einem solchen Falle die Statistik viel mehr auf die objektiven Faktoren der Beeinflussung abzustellen. Er selbst gibt ja auch zu, daß z. B. die Wahl der Selbstmordart durch die Möglichkeit mit bestimmt wird, die eine oder die andere Selbstmordart zu wählen. Wenn er z. B. sagt: „Der Selbstmörder, welchen das elendeste Motiv treibt, greift vorzüglich zu den gemeinsten Mitteln, während derjenige aus idealen Beweggründen häufig auch ein nobleres Mittel zur Ausführung benutzt,"[1]) so müßte doch wohl klargestellt werden,

1. was elendestes Motiv und gemeinstes Mittel in diesem Zusammenhange bedeuten,
2. ob hier nicht Gründe obwalten, die sich aus den nackten Realitäten des Lebens ergeben.

Richtig bleibt wohl die Folgerung Adolph Wagners (und hier nähert er sich ja der objektiven Betrachtungsweise), daß die Kugel da vorwaltet, wo Menschen, die früher sozial besser gestellt waren, oder Menschen mit einem Rest von Kavaliersgesinnung sich das Leben nehmen. Er betont, wie schon früher, daß der Gebrauch der Schußwaffe bei den Männern und der Gebrauch des Wassers bei den Frauen überwiegt. Die Begründungen aber, die er daran anschließt, neigen wieder zu einer unwissenschaftlichen und stark ins journalistische Fahrwasser einmündenden Erklärung, wenn er z. B. sagt: „Jedes Geschlecht wählt in solchen Fällen, wo halbwegs bessere, idealere Motive den Selbstmord veranlassen, eher wie in anderen die Todesart, welche noch am meisten Nobles und Poetisches an sich hat. Man darf wohl sagen, daß hiernach zwischen der Noblesse und Idealität des Motivs und des Selbstmordmittels ein gewisser Kausalnexus besteht."[2])

Besonderes Gewicht legt Adolph Wagner auf die Koordination von Beruf und Selbstmord, aber er gibt zu, daß das zu seiner Zeit vorliegende Material noch durchaus unzuverlässig und lückenhaft sei. Er trennt hierbei zwischen dem Berufe im allgemeinen, d. h.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 258.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 260.

Digitized by Google

der Unterscheidung von Stadt und Land (gewerblich-industrieller Beschäftigung und landwirtschaftlicher Tätigkeit) und dem speziellen Berufe.

Im ersteren Falle macht er darauf aufmerksam, daß bei den statistisch aufgeführten Ländern sich insofern ein typischer Unterschied zwischen Stadt und Land ergebe, als die Selbstmordart des Erhängens auf dem Lande eine weit größere Häufigkeit aufweise, als in der Stadt, und daß umgekehrt in der Stadt das Ertränken und Erschießen eine größere Rolle spiele als auf dem Lande.

Bei der Untersuchung der Beziehung auf den speziellen Beruf betont er folgende Regelmäßigkeiten: Bei den höher gebildeten Klassen überwiegt die „noblere" Selbstmordart, z. B. die Schußwaffe, während in den tieferen Klassen der Gesellschaft der Strick eine größere Rolle spielt. Er geht wiederum nicht darauf ein, in welchem Maße bestimmte wirtschaftliche Verhältnisse und Berufsarten eine bestimmte Selbstmordart als näherliegend erscheinen lassen als bei anderen. Im allgemeinen folgert er: „Aber sehr wesentlich ist der Einfluß des Berufs dem ungeachtet nicht."[1])

3. Prinzipieller Teil.

a) Adolph Wagner und Adolphe Quételet.

Es ist bereits früher darauf hingewiesen worden, daß der über das spezielle Thema, das in dieser Schrift zur Debatte steht, hinausgehende Wert dieser Abhandlung darauf beruht, daß der Verfasser

1. zu dem Problem der statistischen Gesetzmäßigkeit überhaupt Stellung nimmt,
2. sich über seine Ansichten hinsichtlich der Stellung der Sozialwissenschaften im Rahmen der Wissenschaften äußern und
3. den Begriff des Gesetzes deuten und klären muß und nicht davor zurückschrecken darf, die letzten Konsequenzen zu ziehen.

Es war bereits hervorgehoben worden, daß Adolph Wagner sich hinsichtlich seiner prinzipiellen Stellungnahme an Adolphe Quételet anlehnt. Wenn der Meister der modernen Statistik auch hinsichtlich mancher Probleme nicht die letzten Konsequenzen gezogen und vor allem das Dogma von der Willensfreiheit aufrecht erhalten hatte, so waren doch die Grundtendenzen unverkennbar gewesen:

1. Die Anwendung naturwissenschaftlicher Methoden auf das geisteswissenschaftliche und speziell sozialwissenschaftliche Gebiet: als Symbol hierfür sei darauf hingewiesen, daß Quételet nach dem Vorbild von

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 267.

Digitized by Google

Auguste Comte den Begriff soziale Physik auf seine Untersuchungen anwendet und

2. daß Quételet den Begriff des Gesetzes, z. B. im Sinne des Gesetzes der großen Zahl auf das soziale Sein und Geschehen anwendet. Er hat, da er in erster Linie Naturwissenschaftler war, sich nicht prinzipiell und streng philosophisch über die Anwendbarkeit und den Sinn des Gesetzesbegriffs geäußert.
3. Seine Untersuchungen haben auf allen Gebieten stets die mechanistisch-kausale Betrachtungsweise als Hintergrund. Hier sei als Hauptbeispiel auf seine Theorie der Einflüsse hingewiesen, die doch deutlich darauf abzielt, den Menschen als soziale Existenz vom Milieugedanken her zentripetal zu konstruieren, d. h. der Mensch ist wesentlich das Produkt der verschiedenartigen Einflüsse, die auf ihn wirken.

Die Unstimmigkeiten und Einseitigkeiten, die im Quételetschen System angelegt sind, kamen zur Entfaltung bei den Schülern, und hier zeigt es sich deutlich, daß der energischste Anhänger seiner Theorie verlangte, daß das Dogma von der Willensfreiheit aufgegeben würde."[1])

b) Adolph Wagners Stellungnahme zu den Begriffen Gesetz und Gesetzmäßigkeit.

Wie hat sich nun Adolph Wagner in seiner Schrift über die „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" zu diesem Problem gestellt? In dem eigentlichen Vortrage hat der Verfasser nur die allgemeinen Richtlinien des zur Debatte stehenden Themas abgesteckt, d. h. die Auseinandersetzung über die prinzipielle Bedeutung von Gesetz, Gesetzmäßigkeit usw. hat er vermieden.

Dagegen hat er bei der Ausarbeitung zu einem Buch einen besonderen Abschnitt eingefügt, der sich betitelt: „Über den Sinn und Begriff der Ausdrücke Gesetzmäßigkeit und Gesetz in der Statistik"[2]), der nach dieser Richtung hin Klärung bringen soll.

Es läßt sich nun nicht in Abrede stellen, daß Adolph Wagner in dieser nachgeholten prinzipiellen Abhandlung seinen Standpunkt gegenüber dem Vortrag etwas modifiziert hat, denn der Vortrag war gänzlich von dem Bemühen getragen, die Gesetzmäßigkeit und Regelmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen als eine Erscheinung zur Darstellung zu bringen, die völlig mit der Gesetzmäßigkeit des Naturgeschehens zusammenzustellen ist; ob

1) Vgl. Buckle, Henry Thomas, Geschichte der Zivilisation in England. Deutsch von Arnold Ruge. Siebente rechtmäßige Ausgabe. 2 Bde. Leipzig, C. F. Winter.

2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 63—80.

Digitized by Google

nun auf Grund kritischer Einwürfe oder auf Grund einer eigenen Sinnesänderung, mag dahingestellt sein: Auf jeden Fall ist Adolph Wagner in diesem prinzipiellen Teil, in dessen Mittelpunkt der Begriff des Gesetzes steht, äußerst vorsichtig geworden. Er zitiert am Anfang eine Briefstelle „aus dem Briefe eines berühmten Statistikers" an ihn, die zur äußersten Vorsicht bei der Anwendung des Wortes Gesetz gemahnt; leider aber nennt Adolph Wagner den Namen nicht. Die Vermutung liegt nahe, daß es sich um Quételet oder Ernst Engel handelt. Es heißt hierin: „Was man weiß und was man gewöhnlich Gesetz nennt, sind höchstens Regelmäßigkeiten der Aufeinanderfolge gewisser Erscheinungen; das innere Gesetz dieser Erscheinung ist aber noch unbekannt."[1]) „Und wenn wir soziale Begriffe und Tatsachen nehmen, z. B. die Zahl der Mörder usw., und finden, daß ihre Zahl in vielen Ländern sich durchaus ähnlich ist oder gleicht: ist damit ein Gesetz ausgesprochen? Kann nicht die in der gleichen Zahl sich äußernde Wirkung die Resultante aus sehr ungleichartigen Komponenten sein? Diese großen Zahlen sind eigentlich nur die Blenden in der Statistik. Man staunt über sie, und über das Staunen vergißt man das wirkliche Forschen".[1]) Wenn Adolph Wagner nun selbst das Thema in Angriff nimmt, so ist es wiederum ein Gedanke aus Lotzes „Mikrokosmos"[2]), den er an den Anfang stellt, und der auch bereits innerhalb des Vortrages hervorgehoben worden war, nämlich der, daß zwischen den Bedürfnissen des Gemüts und den Ergebnissen menschlicher Wissenschaft ein alter, nie geschlichteter Zwist bestehe. Adolph Wagner gibt zu: „Vielleicht bin ich selbst in meinem Vortrage in jenen Fehler mehr, als ich verantworten kann, verfallen, obgleich ich wenigstens behaupten darf, mir im ganzen wie im einzelnen der Tragweite meiner Äußerungen nach sorgfältiger Prüfung von allen Seiten genau bewußt gewesen zu sein."[3]) Dies bedeutet aber tatsächlich einen Rückzug, denn Adolph Wagner war in seinem Vortrag zu weit gegangen und muß daher seine Behauptungen auf das wissenschaftlich zulässige Maß beschränken. Von vornherein ist überhaupt seine Eröffnung der Debatte zu dem Problem etwas einseitig, denn er stellt die Sachlage so dar, als ob es sich zunächst einmal darum handele, daß man in der Anwendung des Begriffs des Gesetzes vorsichtig sein müsse, daß man nicht voreilig derartige Gesetze aufstellen dürfe, während doch tatsächlich in prinzipieller Fassung die entscheidende Frage lauten müsse: Ist es überhaupt möglich, von Gesetzen im sozialen Leben zu sprechen? Er nimmt sodann die Weiterführung der Debatte insofern glücklich in Angriff, als er

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 63.
2) Lotze, Hermann, Mikrokosmos, I. Bd., S. XXVI. Leipzig 1923, Felix Meiner.
3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 64.

Digitized by Google

zunächst einmal eine Art dogmengeschichtlichen Überblicks über das Problem gibt. Er sagt dort, in Anlehnung an Quételet und in Fortführung seiner Gedanken hätten wiederholt Schriftsteller

1. kritiklos von Naturgesetzen im sozialen Geschehen gesprochen, und
2. hätte man auf Grund dieser Folgerungen das Dogma von der menschlichen Willensfreiheit bekämpft.

Er verweist auf die Schrift von I. C. Fischer über die Freiheit des menschlichen Willens (Leipzig 1858), sodann auf das Buch von S. E. Löwenhardt über die Identität der Moral- und Naturgesetze (Leipzig 1863) und schließlich auf die Schrift von Dankwardt, die den Fatalismus und Determinismus ohne Einschränkung verkünden. Adolph Wagner lenkt seine früheren Gedanken vollständig um: Während er im Vortrage noch selbst dauernd mit stolzem Bewußtsein von Gesetzmäßigkeiten spricht und seine eigenen Beispiele über Eheschließungen, Verbrechen und Selbstmorde als paradoxe Fälle konstatiert, wird er hier selbst zum Ankläger gegen voreilige und kritiklose Verwendung des Begriffs Gesetz. Er geht sogar so weit, daß er den naturwissenschaftlichen Disziplinen, wie z. B. der Physiologie den Vorwurf macht, daß sie von Gesetzen spreche, ohne zu wissen, wie weit die Tragweite derartiger Behauptungen gehe. Er weist darauf hin, daß der Ausdruck Gesetz vor allem in den volkswirtschaftlichen und statistischen Fächern wissenschaftlich nicht einwandfrei feststeht, sodann, daß der Begriff des Gesetzes ähnlich wie der Begriff des Organismus dastehe. Im besonderen verweist er auf Roscher, der unbedenklich von „unzähligen Naturgesetzen" in der Volkswirtschaft spreche, ohne sich darüber klar zu sein, daß hiermit eigentlich eine neue Unbekannte eingeführt ist. Um nun in seinem eigenen Sinne das Problem des Gesetzes in den Sozialwissenschaften zu klären, macht er zunächst darauf aufmerksam, daß sehr oft Ursachen und Gesetz miteinander verwechselt werden. Die übliche Wendung, die Gesetze beherrschenden Erscheinungsgruppen, müsse eigentlich folgendermaßen gedeutet werden: „Die Gesetze beherrschen nicht, sondern sie zeigen nur, in welcher gleichförmigen Weise die Ursachen die Erscheinungen beherrschen."[1]) Daraus folgt nämlich, daß die Auffindung von Gesetzen an sich denkbar sei, ohne daß dadurch über das innere Wesen der Ursachen ein weiterer Aufschluß gewonnen werde. Eine ganze Reihe von anderen glaube, daß nach dieser Richtung hin die Forscherarbeit beendet sei, wenn man die regelmäßige Folge von Ursachen und Wirkungen nachweise und dies dann Gesetz nenne. Es würde dabei vollkommen vergessen werden, daß dies eigentlich nur die empirische Konstatierung einer Tatsache sei, und

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 66.

Digitized by Google

daß nun erst die eigentliche Aufgabe begänne, das Gesetz aufzufinden. „Dies ist selbst beim Gravitationsgesetz der Fall: daß die Körper sich anziehen und in welchem Maße sie es tun, wissen wir, warum, d. h. aus welcher tiefer liegenden Ursache sie es tun und wie sich der Vorgang zuträgt, bleibt für uns dasselbe unbegreifliche Rätsel wie früher."[1]) Damit ist gegeben, daß man eben in den Wissenschaften oft von Gesetzen spricht, wo es sich im Grunde genommen um eine bloße tatsächliche Konstatierung handelt, und daß darüber hinaus erst einmal festgestellt werden müßte, welches eigentlich die tiefer liegenden Ursachen sind.

In diesem Sinne hat nun gerade in der damaligen Zeit eine Reihe von Statistikern zwischen Gesetz und Gesetzmäßigkeit unterschieden. „Gesetzmäßigkeit ist da vorhanden, wo Erscheinungen einem Gesetz gemäß sich gestalten oder m. a. W., wo die Art der Gestaltung der Erscheinungen auf ein Gesetz hinweist, ohne daß man mit dem Gebrauch des Worts Gesetzmäßigkeit behauptet, eine tiefere, erklärende Erkenntnis der Vorgänge zu besitzen."[1]) In ähnlicher Weise verwendet z. B. auch Ernst Engel in seiner Schrift den Begriff der Gesetzmäßigkeit. Daraus folgt, daß, solange die bestimmten einwirkenden Ursachen nicht nachgewiesen sind, man höchstens von einer Gesetzmäßigkeit sprechen könne, so unumstößlich fast auch die Regelmäßigkeit nachgewiesen sein mag. Adolph Wagner will also erst dann von einem Gesetz sprechen, wenn die eine Erscheinung bestimmenden Ursachen nachgewiesen sind. Mit dieser begrifflichen Reinigung ist das Problem wiederum auf seine philosophische Grundlage zurückgeführt, und Adolph Wagner macht darauf aufmerksam, daß wir in den Wissenschaften niemals die Verursachungszusammenhänge, den Kausalnexus ganz erkennen können, weil die Kette der Verursachungen unendlich ist, und wir dann schließlich auf das Problem der Endursache im Sinne von Leibniz stoßen. Wenn dies alles zugegeben wird, so dürfte man in der Statistik überhaupt nicht von Gesetzen sprechen, denn die Statistik stellt ja nur Gleichförmigkeiten sozialer Vorgänge auf und sucht durch ihre Gruppierung der Tatsachen gewisse Abhängigkeitsverhältnisse darzulegen, ohne aber die letzten Gründe und Verursachungen der Erscheinungen anzugeben. Adolph Wagner kommt daraufhin zu folgenden Definitionen:

1. „Gesetzmäßigkeit ist die Gleichförmigkeit der Wiederkehr der beobachteten Erscheinungen und Vorgänge, welche in ihrem festen Verhältnis der Abhängigkeit von konstanten, gleichbleibenden oder von einem zusammenhängenden, in sich geschlossenen System veränderlicher Ursachen erkannt ist."[2])

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 66.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 68.

Digitized by Google

Daraus folgt, um von Gesetzmäßigkeiten zu sprechen, brauchen wir die bestimmten Ursachen im einzelnen nicht genau zu kennen, aber die Gleichförmigkeit der Wiederkehr der Erscheinungen muß so beschaffen sein, daß wir mit Notwendigkeit daraus auf ein Abhängigkeitsverhältnis der bezeichneten Art schließen müssen.

2. Gesetz ist dagegen die Feststellung bestimmter einzelner Ursachen, die eine Gesetzmäßigkeit hervorrufen. Es kann also von Gesetzen nur bei solchen Erscheinungen gesprochen werden, die in einem wahren Kausalitätsverhältnis zu gewissen Ursachen aus inneren sachlichen Gründen stehen können oder in einem solchen Verhältnis nach den Anforderungen unserer Logik stehen müssen.
3. Davon zu scheiden ist die bloße Regel, die da vorliegt, „wo wir ein Kausalitätsverhältnis gar nicht begreifen können und den Mangel jedes uns faßbaren Einflusses auf die dennoch regelmäßige Gestaltung der Erscheinungen dadurch zu erkennen geben, daß wir sie als abhängig vom Zufall bezeichnen."[1])

Praktisch folgert Adolph Wagner daraus, daß der Statistiker auf Grund der großen Zahlen zunächst einmal Gesetzmäßigkeiten und Regelmäßigkeiten konstatieren muß; daß er dann aber darüber hinaus den Verursachungszusammenhängen nachspüren müsse. Er weist hier besonders auf die vorbildliche Art hin, wie Ernst Engel z. B. in seinen verschiedenen Schriften über die Bewegung der Bevölkerung in Sachsen nach Quételetschem Muster diese statistische, gesetzmäßige Methode gehandhabt hat. „Um mit Engel zu reden, der Kausalzusammenhang der beobachteten und arithmetisch aufgefaßten Erscheinungen muß analytisch dargelegt werden, die zeitlich und räumlich wahrnehmbaren Verschiedenheiten sind zu deuten und ihre wahrscheinlichen Ursachen zu ergründen."[2]) Schon in dieser ganzen Art der Ableitung zeigt sich der naturwissenschaftlich denkende Forscher, der also keine anderen Zusammenhänge als solche eines mechanistischen Verursachungssystems kennt. Adolph Wagner macht darauf aufmerksam, daß in der Statistik der methodische Gang der Ableitung von Gesetzmäßigkeiten oder sogenannten Gesetzen auf Grund etwa der Arbeiten von Ernst Engel und Wappäus folgender ist:

1. Auf Grund eines möglichst ausgedehnten Zahlenmaterials sucht man die leitenden Tendenzen und Richtlinien in der Entwicklung und Charakteristik des betreffenden Phänomens zu erkennen und herauszustellen.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 69.
2) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 70.

Digitized by Google

2. Das Resultat dieser Operationen des Statistikers ist dann in den meisten Fällen die Konstatierung einer Gesetzmäßigkeit und Regelmäßigkeit.
3. Man wird die betreffende Erscheinung prüfen, analysieren, das Beobachtungsmaterial erweitern, die Erscheinung in der Abfolge weiterhin beobachten.
4. Man wird dazu übergehen, die verursachenden und bedingenden Faktoren zu erkennen, d. h. man wird
   a) die Ursachen einer realen Erscheinung zu erkennen und
   b) wenn es sich um seelische Erscheinungen handelt, die Motive und Gründe bloßzulegen suchen.

Diese Ursachenforschung bzw. Motivbloßlegung gehört nach Adolph Wagner unbedingt dazu. Er sagt allerdings, daß mancher Statistiker diese Aufgaben anderen Wissenschaften zuerkennen wolle, aber er betont, sie sei innerlich methodisch unbedingt erforderlich, ob sie nun vom Statistiker, Nationalökonom oder Kulturhistoriker geleistet würde. Er erkennt hier in diesem Zusammenhange der a priorischen Deduktion eine wesentliche Mithilfe zu, wenn er sich auch hinsichtlich der tatsächlichen Ausführung der Quételetschen Methode, d. h. der Konstruktion von neuen Tabellen und Gruppierungen (vgl. auch Ernst Engels synoptische Tabelle) bedienen will„ ... muß auch hier der Verstand a priori an die Hand geben, welcherlei und welche Ursachen etwa von Einfluß sein könnten, z. B. die Ernährungsverhältnisse, der Wohnort, die Lebensweise, das Alter, die körperliche Beschaffenheit, die soziale Stellung, die Beschäftigungsweise der Eltern u. a. dgl. m. Wird dann der bestimmte, meßbare Einfluß einer bestimmten Ursache konstatiert, so ist damit die Gesetzmäßigkeit genau erkannt und erscheint auch nach dem strikteren Sprachgebrauch als Gesetz, z. B. als Hofacker-Sadlersches Gesetz der männlichen Mehrgeburten."[1]) Vorteilhaft ist es für Adolph Wagner, daß er einschränkend zugibt, auf sozialem Gebiet sei eine derartige Methodik außerordentlich schwierig, weil hier die verschiedenartigsten und differenziertesten Einflüsse, Ursachen, Bedingtheiten usw. in Wechselwirkung miteinander stehen. Beachtenswert ist auch die Tatsache, daß Adolph Wagner sich keinen Illusionen hinsichtlich der Schlagworte „Induktion und Deduktion" hingibt, sondern daß er in wohltuendem Gegensatz zu den üblichen naturwissenschaftlichen Denkern sich der Grenzen vor allem der Induktion bewußt bleibt, offenbar geschult an John Stuart Mills „System der deduktiven und induktiven Logik."[2]) Es war nämlich gerade damals üblich ge-

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 71.
2) Mill, John Stuart, System der deduktiven und induktiven Logik. Ins Deutsche übertragen von I. Schiel, 4. Aufl. 1. und 2. Teil. Braunschweig 1877, Friedrich Vieweg & Sohn.

Digitized by Google

worden, daß im Anschluß an die naturwissenschaftliche Bewegung man mit einem gewissen Gefühl der Überhebung die naturwissenschaftliche Induktion als reines wissenschaftliches Verfahren der Deduktion als einen Erbteil der spekulierenden Philosophie gegenüberstellte. Man war der irrigen Meinung, als ob es eine Induktion ohne Deduktion gäbe. Adolph Wagner macht darauf aufmerksam (und es entspricht dies durchaus der heutigen Auffassung), daß Induktion ohne Deduktion nicht möglich sei, und daß jede Induktion mit deduktiven und a priorischen Voraussetzungen zu arbeiten habe. Man hat daher auch heute den Gegensatz zwischen induktiver und deduktiver Methode beseitigt und z. B. in der Nationalökonomie an seine Stelle den zwischen abstrakt-rationaler und empirisch-realistischer Methode gesetzt.

Er geht sodann zu der prinzipiellen Auseinandersetzung mit dem Gesetzesbegriff über, wobei nochmals die Zeitlage charakterisiert werden soll:

1. Die naturwissenschaftliche Methodik drang auf allen Gebieten vor und suchte vor allem auch das gesamte Gebiet des sozialen Geschehens sich einzuverleiben.
2. In der Philosophie setzte bereits eine Gegenbewegung ein, die durch Lotzes Mikrokosmos charakterisiert war. Aber auch im engen Kreise der Sozialwissenschaften war bereits im bewußten Gegensatz zur klassischen Schule die historische Richtung aufgekommen, die ja in ähnlicher Weise auf dem Gebiet der Nationalökonomie die Methodik der Gesetzmäßigkeit durch die der Entwicklung und der organischen Entfaltung ersetzen wollte.

In dieser Bewegung stand nun Adolph Wagner mitten darin: Selbst ein Schüler von Rau, d. h. dem ersten großen Vertreter der Smithschen Nationalökonomie in Deutschland und andererseits von Adolphe Quételet, dem typischen Repräsentanten der naturwissenschaftlichen Methodik in den Sozialwissenschaften. Er neigt daher unbedingt zur Quételetschen Betrachtungsweise hin, aber er will sie in ihren letzten naturwissenschaftlichen und insbesondere fatalistischen Konsequenzen nicht weiterführen. Der ganze methodische Apparat Quételets ist ihm daher mehr eine Art methodischen Hilfsmittels, während die eigentliche Kontrolle der letzten Einsichten durch eine rein geisteswissenschaftliche Betrachtungsweise unter ständiger Berücksichtigung der philosophischen Konsequenzen zu erfolgen hat.

Es läßt sich nun nicht bezweifeln, daß, wenn man die beiden statistischen Hauptwerke Adolph Wagners, nämlich seinen Artikel „Statistik" und seine „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" überblickt, man doch den Eindruck gewinnen muß, daß Adolph Wagner anfangs gänzlich im Fahrwasser Quételets segelt und daß er sich erst im Laufe der Arbeit wohl

Digitized by Google

auch auf Grund der kritischen Einwürfe der Philosophie bewußt wurde, daß ihn die zuerst eingeschlagene Richtung in die Sackgasse des Fatalismus und Determinismus führen würde, und daß letzten Endes auch die Voraussetzungen dieser deterministischen Konsequenzen wissenschaftlich unhaltbar sind. Wenn daher z. B. Meitzen in seiner „Geschichte, Theorie und Technik der Statistik“ [1]) im Anschluß an Quételet über Adolph Wagner sagt: „Diese Meinung fand zugleich Stütze und Widerspruch in Adolph Wagners Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen, 1864, Stütze in der streng durchgeführten, über Quételets Beweismittel hinausgehenden Deduktion und in der Art der Vorführung der großen Zahlen, Widerspruch in der, wenn auch nicht näher begründeten, doch bestimmter als von Quételet ausgesprochenen Ablehnung jeder deterministischen Konsequenz“ [2]), so ist dieses Urteil zwar etwas kompliziert und gewunden, aber man muß es anerkennen.

Zum Schluß unterzieht sich Adolph Wagner der prinzipiellen Aufgabe, den Begriff des Gesetzes in seiner verschiedenartigen Verwendung zu sondieren.

Er macht zunächst darauf aufmerksam, daß Robert v. Mohl in Anlehnung an eine gewisse laxe Verwendung des Ausdrucks Gesetz darauf hingewiesen habe, Gesetz im Zusammenhang der Statistik bedeute lediglich „die regelmäßig, d. h. durchschnittlich zutage tretende Erscheinung“ und nicht etwa die wirkende Ursache, aber Mohls Rechtfertigung des Gebrauchs des Wortes Gesetz sei unnötig gewesen, weil sie die Verwechslung von Gesetz und Ursache einschließe, deren Trennung aber genügend klargestellt sei. Kautz in seiner „Theorie und Geschichte der Nationalökonomik“ (Bd. I, Wien 1858) definiere das Gesetz als „die durchgängige, gleiche Wirksamkeit einer Ursache, einer Grundkraft in einer Folge sich gleichender Tatsachen, d. h. also eine Regel und Norm, welche eine Gesamtheit von Erscheinungen und Tatsachen, die sich einander gleichen, beherrscht und deren dauernde Wiederkehr im Entwicklungsgang des Natur- und Menschenlebens hervorruft“.[3]) Adolph Wagner legt besonderes Gewicht darauf, daß bei der Definition zwischen dem, was er Gesetz nennt, und der im Gesetz sich äußernden Kraft unterschieden wird, weshalb er Steins Definition (System der Staatswissenschaften, Bd. I, S. 45) ablehnt, die sagt: „Die Gleichheit der Tatsachen und ihre dauernde Wiederkehr zeigt das Dasein eines dauernden, selbständigen und in den Erscheinungen sich verwirk-

1) Meitzen, August, Geschichte, Theorie und Technik der Statistik. Berlin 1886, Wilhelm Hertz.

2) Meitzen, August, Geschichte, Theorie und Technik der Statistik. S. 61. Berlin 1886, Wilhelm Hertz.

3) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 74—75.

Digitized by Google

lichenden Grundes. Dieser Grund als ein selbständig wirkender und nur in seiner Erscheinung von anderen bestimmter, heißt das Gesetz."[1])

Er führt sodann Rau, Knies und Roscher mit ihren Definitionen an, wobei besonders betont wird, daß Knies in seiner „Politischen Ökonomie" vom Standpunkt der geschichtlichen Methode besonders ausführlich geäußert habe. Als Schüler von Rau und damit indirekt als methodischer Anhänger der klassischen Schule warnt er die historische Schule vor allzu starkem Relativismus, vor Überschätzung des Entwicklungsprinzips und macht darauf aufmerksam, daß die klassische Schule auf Grund der Deduktion wirtschaftliche Gesetze herausgearbeitet habe, die zu dem festesten und sichersten Bestand der Nationalökonomie gehören (Adolph Wagner schließt sich hier dem Urteil von Pickford an, Einleitung in die Wissenschaft der politischen Ökonomie, Frankfurt 1860, S. 35—66 [„Spekulation, Deduktion, Geschichte und Statistik"]).

Abschließend läßt sich über Adolph Wagners Stellung zum Gesetzesbegriff folgendes sagen:

1. Der Begriff Gesetz soll in seiner Anwendung auf die Geisteswissenschaften vorsichtig und nicht etwa im strengen Sinne des naturwissenschaftlichen Kausalgesetzes gebraucht werden.
2. Es soll zwischen Gesetz und Gesetzmäßigkeit im Engelschen Sinne in der Weise geschieden werden, daß Gesetz die höhere Stufe der Analyse darstellt, während Gesetzmäßigkeit die bloße Konstatierung der Tatsachen bedeutet.
3. Es soll streng geschieden werden zwischen Gesetz und Ursache, d. h. wenn von einem Gesetz gesprochen wird, soll darunter nicht etwa die ursächliche Begründung eines Zusammenhangs verstanden werden.
4. Die Verwendung des Begriffs Gesetz soll nicht etwa dazu führen, daß die menschliche Willensfreiheit gefährdet erscheint, sondern Adolph Wagner ist der Ansicht, daß nach dieser Richtung hin etwa deterministische Schlüsse als verfrüht erscheinen müssen. Nach Adolph Wagner verlangen Verstand und Gemüt, daß Gesetzmäßigkeit und Willensfreiheit nebeneinander bestehen bleiben. Es liegt eine ursprüngliche wissenschaftliche Diskrepanz vor, deren Lösung bisher unmöglich gewesen ist.

1) Wagner, Gesetzmäßigkeit, S. 75.

Digitized by Google

Zweiter Teil.

Adolph Wagners Auffassung über Wesen, Geschichte, Theorie und Methodik der Statistik gemäß dem Artikel „Statistik" im Bluntschli-Braterschen Deutschen Staatswörterbuch.

1. Wesen der Statistik.

Adolph Wagner beginnt seinen programmatischen Artikel über die „Statistik" im Bluntschli-Braterschen Deutschen Staatswörterbuch[1]) mit einer methodologischen und dogmengeschichtlich gehaltenen Auseinandersetzung über den Begriff der Statistik. Er verfährt insofern durchaus modern, als er nicht in der sonst in derartigen Artikeln üblichen Weise eine formale Definition der Statistik gibt, sondern das Problem eines Begriffs der Statistik aufrollt. Er macht darauf aufmerksam, daß trotz der Bemühungen von Fallati, Jonak, Robert v. Mohl, Knies usw. der Begriff der Statistik noch ein durchaus schwankender in der Wissenschaft überhaupt ist. Er knüpft vor allen Dingen daran an, daß Robert v. Mohl[2]) im Gegensatz zu Knies versucht hatte, die Statistik begrifflich auf eine einzige Formel zu bringen, die ihm entsprechend dem enzyklopädischen Charakter als die abschließende zu gelten schien. Adolph Wagner weist dagegen darauf hin, Knies[3]) habe in seiner berühmten Schrift bereits darauf hingewiesen, daß

1. die Statistik methodisch nicht eindeutig zu fixieren ist und
2. in der sogenannten Wissenschaft der Statistik eigentlich zwei ganz verschiedene Disziplinen stecken.

---

1) Bluntschli-Brater, Deutsches Staatswörterbuch, 10. Bd., S. 400 ff. Stuttgart und Leipzig 1867.

2) v. Mohl, Robert, Enzyklopädie der Staatswissenschaften, 2. Aufl., S. 745, Tübingen, H. Laupp: „Die Statistik ist die Wissenschaft der staatlichen und gesellschaftlichen Zustände, weil in der Regel die Gegenwart schildernd, wohl aber auch befähigt zur Darstellung eines rückwärtsliegenden Zustandes, wo dessen Kenntnis wünschenswert erscheint."

3) Knies, Karl Gustav Adolph, Die Statistik als selbständige Wissenschaft, Kassel 1850.

Digitized by Google

Er kommt darauf hinaus, daß vornehmlich zwei Auffassungen über das Wesen der Statistik einander gegenüberstehen, nämlich

1. diejenige, welche die Statistik als Methode der Beobachtung und Bearbeitung bestimmter Stoffe auffaßt und
2. diejenige, welche die Statistik als eine Wissenschaft auffaßt, d. h. eine materielle Disziplin, die ein bestimmtes Gebiet, nämlich das der menschlichen Massenerscheinungen wissenschaftlich bearbeitet.

Adolph Wagner macht nun in feiner und klarer Weise darauf aufmerksam, daß diese letztere Auffassung, welche die Statistik als Wissenschaft darstellen möchte, sehr verschieden orientiert sein kann. Sie kann nämlich entweder im Anschluß an Achenwall rein deskriptiv die Lehre von den menschlichen Massenerscheinungen zusammenfassen zur Staatenkunde, oder aber sie kann im Quételetschen Sinne eine Gesellschaftswissenschaft sein, die, fußend auf der induktiven Beobachtung von Massenerscheinungen, Gesetze des sozialen Geschehens mit möglichst enger Anlehnung an die Naturgesetze herausarbeiten will.

2. Geschichte der Statistik.

a) Statistik als Wissenschaft.

Ehe nun Adolph Wagner dazu übergeht, sein eigenes Programm einer Statistik zu entwickeln, verfolgt er in ziemlich langatmiger und namenreicher Darstellung die Geschichte der Statistik, wobei aber wiederum betont werden muß, daß er entgegen den üblichen historischen Darstellungen

1. sich auf das wesentliche beschränkt und alles unnötige Material nach Möglichkeit beiseite läßt, d. h. in erster Linie auf die Herausarbeitung des ideengeschichtlichen Fortschritts Wert legt, und
2. seine Darstellung an und für sich an Klarheit und Präzision des Ausdrucks sehr vieles bei weitem übertrifft, was in derartigen historischen Darstellungen in Deutschland geboten wurde.

Allerdings ist die Geschichte nicht systematisch aufgebaut, d. h. sie stellt nicht die Richtungen nebeneinander, so daß man etwa die große Bahn, welche die Geschichte gegangen ist, auch systematisch überblicken kann, sondern er benutzt das ausgetretene historische Schema „Altertum, Mittelalter, Neuzeit".

Wenn es sich nun in dieser geschichtlichen Darstellung darum handelt, festzustellen, wer als der eigentliche Begründer der Statistik anzusehen ist, so steht Adolph Wagner auf dem Standpunkte, daß hierfür weniger Achenwall als vielmehr Conring

Digitized by Google

anzusehen ist. Adolph Wagner gibt zu, daß Achenwall als Wissenschaftler und als Begründer einer Schule weit mehr Bedeutung gewonnen hat, aber er hebt hervor, daß Conring früher als Achenwall seine statistischen Kollegs im Sinne einer modernen Auffassung gehalten hat, und daß Conrings „Notitia rerum politicarum", die später von seinen Schülern Oldenburger und Pöpping veröffentlicht sind, zuerst das Bevölkerungsproblem in den Mittelpunkt der Betrachtung gerückt haben. Die Entwicklung der Universitäts-Statistik schildert Adolph Wagner in übermäßiger Breite, und man fühlt deutlich, daß er selbst dieser Periode noch nahegestanden und sich von dem Bann dieser Idee noch nicht ganz hatte befreien können.

Von besonderem Interesse und von richtunggebender Bedeutung ist die Tatsache, daß Adolph Wagner entgegen seinem sonstigen historischen Aufbau in seinem geschichtlichen Abriß der Statistik von einer Süßmilch-Quételetschen Richtung in der Statistik spricht, die er bezeichnet als die „Schule der eigentlichen Statistik". Er betont dabei vor allem, daß nach seiner Ansicht Süßmilch trotz Graunt und Petty als der eigentliche Begründer der modernen Statistik anzusehen sei, weil er „die Kausalverhältnisse und Kausalgesetze" finden will, „welche die Bewegung der menschlichen Bevölkerung beherrschen". „Das wissenschaftliche Streben, diese Kausalverhältnisse und Gesetze zu finden, erscheint zuerst in voller Reinheit bei Süßmilch, der insofern als der erste eigentliche Statistiker anzusehen ist."[1] Das Endglied in der Entwicklung dieser für die moderne Statistik grundlegenden Auffassung ist für Adolph Wagner Quételet. Man merkt den Ausführungen über Quételet an, daß Adolph Wagner

1. noch unmittelbar unter dem Einfluß dieses Mannes stand und die Ausbreitung und den Aufstieg der Quételetschen Ansichten noch voll und ganz miterlebt hatte und
2. die Statistik selbst im Sinne Quételets aufgefaßt wissen wollte.

Er versucht im Gegensatz zu der Schilderung der Achenwallschen Universitäts-Statistik klar und präzise die Bedeutung Quételets herauszuarbeiten:

1. Er behauptet, daß Quételet im Anschluß an Süßmilch die Statistik wiederum an den Zahlen orientiert und alles, was irgendwie an die alte Staatskunde der Achenwallschen Schule erinnerte, beseitigt habe.
2. Er betont, daß Quételet der Statistik eine neue methodische Grundlage in Anlehnung an die naturwissenschaftliche Methodik gegeben habe, daß er also die Statistik nicht als eine Art Kuriositätengeschichte aufgefaßt, sondern daß er

1) Wagner, Statistik, S. 428.

Digitized by Google

die Statistik als Lehre von den Massenerscheinungen auf gesellschaftlichem Gebiet mit dem Ziel der Herausarbeitung von Regelmäßigkeiten und Gesetzmäßigkeiten in möglichster Annäherung an den Begriff des Naturgesetzes herausgearbeitet wissen will.

3. Quételet hat nach Adolph Wagner die Statistik als eine Art Philosophie des sozialen Geschehens herausgearbeitet und damit gewissermaßen den Weg gewiesen, der heute Statistik und Gesellschaftslehre[1]) identifiziert wissen will.

Allerdings macht Adolph Wagner hierbei die bezeichnende Einschränkung, daß er sagt, Quételet habe sich mit der schwierigen Frage nach der Natur und Bedeutung der von der Statistik aufgefundenen Gesetzmäßigkeiten und Gesetze nicht genügend umfassend beschäftigt. Er sagt, daß nach dieser Richtung hin Quételet die Frage einer Philosophie der Statistik „noch nicht zum Abschluß gebracht habe". Es ist dogmengeschichtlich wichtig insofern, als Adolph Wagner nicht in den Fehler verfällt, wie z. B. oft Ernst Engel, in ein uneingeschränktes Lob und kritiklose Bewunderung zu verfallen, sondern er erwähnt in der Fußnote ausdrücklich Drobisch[2]), der ja bekanntermaßen als Philosoph auf Grund des Problems der Willensfreiheit gegen die fatalistischen Konsequenzen Protest erhob, die man aus Quételet gezogen hatte. An und für sich läßt sich nicht bezweifeln, daß Adolph Wagner mit dem Engländer Henry Thomas, Buckle[3]) und in Deutschland mit seinem Berliner Kollegen Ernst Engel zu den großen Bewunderern und Anhängern der Quételetschen Statistik gehörte. Nach dieser Richtung hin muß betont werden, daß Adolph Wagner in seiner Jugendperiode noch weit mehr als später unter dem Einfluß Quételets gestanden hat, was ja vor allen Dingen seine klassische Schrift über die „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik"[4]) beweist: Später dagegen hat er seine Ansichten modifiziert und entsprechend der neuen Zeitlage korrigiert.

1) Vgl. v. Mayr, Georg, Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Bd., zweite, umgearbeitete und vermehrte Auflage 1914, 2. Bd., zweite, umgearbeitete und vermehrte Auflage 1922, 3. Bd. 1917. Tübingen, J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).

2) Drobisch, Moritz Wilhelm, Die moralische Statistik und die menschliche Willensfreiheit, Leipzig 1867, Leopold Voß.

3) Buckle, Henry Thomas, Geschichte der Zivilisation in England. Deutsch von Arnold Ruge. Siebente, rechtmäßige Ausgabe. 2. Bde. Leipzig, C. F. Winter.

4) Wagner, Adolph, Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik. Hamburg 1864, Boyes & Geisler.

Digitized by Google

Im besonderen betont Adolph Wagner, daß Quételet zwei Fehler als Statistiker vermieden habe, was sich folgendermaßen zeige:

1. Er hat die Statistik voraussetzungslos behandelt, d. h. er ist nicht wie etwa noch Süßmilch mit bestimmten theologischen und teleologischen Voraussetzungen an den Stoff herangegangen, sondern er hat alle sozialen Phänomene als naturhafte Gegebenheiten hingenommen und ihre wissenschaftliche Bearbeitung mit naturwissenschaftlichen Methoden in Angriff genommen.
2. Er ist nicht deduktiv vorgegangen, d. h. er hat seine Statistik nicht etwa so aufgebaut, daß er aus bestimmten, allgemeinen Prämissen gefolgert habe, sondern er geht induktiv vor an der Hand von Massenbeobachtungen unter Berücksichtigung des Gesetzes der großen Zahl.

Bei der näheren Analyse betont Adolph Wagner, daß Quételet nicht etwa wie die früheren Vertreter der Staatskunde eine Statik der Zuständlichkeiten geliefert hat, sondern daß er im Sinne der modernen Sozialwissenschaft die verschiedenartigen Bedingtheiten und Abhängigkeitsverhältnisse der beobachteten sozialen Phänomene enthüllt; dabei allerdings im Sinne seiner Methode versucht, alles womöglich physikalisch meßbar zu machen. Vor allem hebt er hervor, daß Quételet der Theoretiker der Einflüsse gewesen ist. Es gelingt, durch diese Methode der statistischen Operation Abhängigkeitsverhältnisse in den scheinbar regellosesten und zufälligsten Vorgängen im Menschenleben und sogar in den menschlichen Handlungen selbst, und Beziehungen zwischen zahlreichen Phänomenen der Gesellschaft und der Natur aufzufinden, von welchen man in der Tat „sich nichts träumen läßt".[1]) Adolph Wagner verweist hierbei ausdrücklich auf Ernst Engel, der ja noch mehr als Adolph Wagner im Banne der Statistik Quételets gestanden hat. Während aber Ernst Engel viel mehr praktisch und im Sinne eines verwaltungsmäßigen Aufbaus der deutschen Statistik gewirkt hat, gehört es zur Eigenart von Adolph Wagner, daß er viel mehr auf die prinzipiellen und theoretischen Zusammenhänge eingeht.

Sodann hebt Adolph Wagner hervor, daß Quételet nicht etwa in übertreibender Weise eine einseitige Sozialphysik entwickelt habe, sondern daß dieser sich darüber im klaren war, daß er mit seinen Arbeiten die Grundlage für eine ganz neue Wissenschaft über die gesellschaftlichen Tatsachen geschaffen habe. Man muß allerdings um der Gerechtigkeit willen betonen, daß vor Quételet Saint-Simon und vor allem Auguste Comte diese methodische Tendenz zuerst herausgearbeitet habe, und daß der Ausdruck soziale Physik von Comte stammt. Adolph Wagner führt aus: Der Haupterfolg Qué-

1) Wagner, Statistik, S. 437.

Digitized by Google

telets hätte darin gelegen, daß er die einzelnen menschlichen Phänomene nicht „apart", sondern in Verbindung miteinander und unter starker Berücksichtigung der Beziehungen und Einflüsse untersucht habe. Damit habe er besonders das eine erreicht, daß eine Untersuchung über den Menschen diesen vorurteilsfrei in das Naturgeschehen und ihn als natürliches Wesen in die Menge der natürlichen Beziehungen und Einflüsse eingegliedert habe. „Erst durch diese Systematisierung aller statistischen Untersuchungen ist die Statistik in Wahrheit die Verbindungsbrücke zwischen den eigentlichen sogenannten Naturwissenschaften und den historischen und politischen Wissenschaften geworden, bahnt sie die naturwissenschaftliche Auffassung der in diesen letzteren Wissenschaften zu untersuchenden Ereignissen und Handlungen der Menschen an."[1]) Somit kommt Adolph Wagner zu dem Ergebnisse, daß Quételets Hauptverdienst in der methodologischen Leistung liegt. Die Bedeutung des materiellen Inhalts seiner Statistik verschwindet dahinter. Er betont in dem Sinne die scharfe Bestimmung der Untersuchungsmethoden und die echt philosophische Auseinandersetzung und Begründung der leitenden Idee in den Untersuchungen über den Menschen. In dem lobenden Urteil beruft er sich dabei auf Laplace und Cuvier, d. h. auf Naturwissenschaftler. Diese Tatsache allein schon ist ein Zeichen dafür, daß Adolph Wagner selbst mehr, als er es in dem Artikel sonst zugibt, unter dem Bann der naturwissenschaftlichen Methodenlehre steht. Wenn er sodann betont, daß Quételet an und für sich an der Lehre vom freien Willen festgehalten habe, so gibt er zu, daß es immer noch eine offene Frage sei, wie sich die Willensfreiheit zur statistischen Gesetzmäßigkeit verhalte. „Hoffentlich wirken die statistischen Untersuchungen als Ferment für die Philosophen, Theologen und Politiker noch ferner."[2]) Er kennzeichnet damit treffend die philosophisch-methodologische Lage von 1860 bis 1870, die dadurch charakterisiert ist, daß nach dem Zusammenbruch der idealistischen Philosophie in den vierziger Jahren Materialismus und naturwissenschaftliche Betrachtungsweise sich in breitem Strom über die Geisteswissenschaften ergossen. In diesem Zusammenhange war das Auftreten von Quételet direkt epochemachend. Adolph Wagners Vater selbst, der Physiologe Rudolph Wagner, hatte in diesem Streit bekanntermaßen gegen die Materialisten Stellung genommen. Im übrigen ist nach dieser Richtung hin der Protest, den der Leipziger Philosoph Drobisch[3]) gegen die Konsequenzen aus der Quételetschen Theorie erhoben hat, programmatisch gewesen. Adolph Wagner sagt sehr richtig, daß die Untersuchung über die philosophische Grund-

1) Wagner, Statistik, S. 438.
2) Wagner, Statistik, S. 439.
3) Drobisch, Moritz Wilhelm, Die moralische Statistik, S. 67—68.

Digitized by Google

lage der Quételetschen Theorie vor allem den Begriff der Ursache klar herauszuarbeiten habe. In seiner eigenen begrifflichen Fixierung der Ursache lehnt er sich eng an John Stuart Mills[1]) Logik an, indem er sagt: „Die Ursache einer Erscheinung besteht in der Vereinigung ihrer Bedingungen oder in der Summe von positiven und negativen Bedingungen, aus dem Ganzen von Ereignissen jeder Art, denen die Wirkung unveränderlich folgt, wenn sie realisiert werden."[2]) Adolph Wagner macht sodann darauf aufmerksam, daß bei Quételet das mathematische Beiwerk nicht die Hauptsache sei, sondern nur eine Art klarerer Erfassung des vorher empirisch-induktiv gewonnenen Materials darstelle.

Adolph Wagner stellt sich in dem Kampfe zwischen der alten Achenwallschen und der neuen Quételetschen Richtung entschieden auf die Seite Quételets: „Wir legen das Hauptgewicht auf die prinzipielle Übereinstimmung mit Quételet in Begriff der Aufgabe, der Methode und des Objekts der Statistik", vgl. Wagner über Guerry in der Tübinger Zeitschrift, Bd. 21, S. 273—291.[3]) Er sucht sogar dogmengeschichtlich den wachsenden Einfluß Quételets in Deutschland nachzuweisen und verweist auf Rotteck, Wörl, Bernoulli, Hain und schließlich auf L. Steins „System der Statistik"[4]), dessen Grundtendenz er als im Einklang mit Quételet stehend bezeichnet. Vor allem aber erwähnt er als Pioniere der Verbreitung Quételetscher Ansichten in Deutschland Knies und Rümelin, bedauert aber, daß die deutschen Statistiker nicht schon früher im Anschluß an Süßmilch den Weg gegangen sind, der schließlich zu Quételet führt.

Als den Hauptvertreter und Propagandisten Quételets stellt er mit besonderer Liebe seinen späteren Berliner Kollegen Ernst Engel hin. Nun muß allerdings berücksichtigt werden, daß Adolph Wagner in diesem Artikel über die Statistik, der aus dem Jahre 1867 stammt, den Zeitereignissen noch allzu nahe stand und insofern noch nicht in der Lage sein konnte, das Lebenswerk Ernst Engels und vor allen Dingen dessen sowie seine eigene methodische Stellungnahme gegenüber der Statistik voll und ganz zu überblicken. Er betont sehr richtig, daß Ernst Engel derjenige Statistiker gewesen ist, der für die Ausbreitung und Propagandierung der Quételetschen Statistik in Deutschland am meisten getan habe, und hebt bereits hervor, daß gerade Ernst Engel zu denen gehört, welche die Statistik für eine in sich

---

1) Mill, John Stuart, System der deduktiven und induktiven Logik. Ins Deutsche übertragen von I. Schiel, 4. Auflage, 1. und 2. Teil. Braunschweig 1877, Friedrich Vieweg & Sohn.

2) Wagner, Statistik, S. 439. 3) Wagner, Statistik, S. 440.

4) von Stein, Lorenz, Das System der Staatswissenschaft, Bd. I: System der Statistik, der Populationistik und der Volkswirtschaftslehre. Stuttgart und Tübingen 1852.

Digitized by Google

geschlossene Wissenschaft halten und bei der Durchdringung des Zahlenmaterials soweit gehen wollen, daraus eine umfassende Wissenschaft von der Menschheit aufzubauen.[1])

b) Statistik als amtliche Statistik.

Adolph Wagner gibt sodann einen breit angelegten Überblick über die Entwicklung der amtlichen Statistik, wobei er wiederum die Verdienste von Ernst Engel hervorhebt, naturgemäß unter besonderer Berücksichtigung der internationalen Kongresse.

Mit besonderer Liebe gedenkt Adolph Wagner der Verdienste Rümelins[2]), der insofern einen gewissen Gegensatz zu Ernst Engel darstellt, als er in der Statistik eine methodologische Hilfswissenschaft für alle Wissenschaften vom Menschen erblickt. Es ist interessant, zu sehen, wie Adolph Wagner sich zu Rümelin selbst verhält, und wie er andererseits näher an Ernst Engels Auffassung von der Statistik heranzurücken sucht.

Wenn er sagt: „Im Prinzip sind wir mit Rümelin einer Meinung"[3]), so soll darunter verstanden werden, daß auch er die Statistik als methodische Massenbeobachtung betrachtet. Aber Adolph Wagner will im Sinne Ernst Engels weiter gehen, indem er sagt: „Wir ziehen indessen noch einige weitere Konsequenzen, halten die Beschränkung der Statistik als Hülfswissenschaft bloß für die Erfahrungswissenschaften vom Menschen für unberechtigt, die Beschränkung auf die Gegenwart für untunlich und sehen die Aufgabe des Statistikers nicht damit als beendigt an, daß bei der Erforschung des Kausalzusammenhangs bloß die konkreten Ursachen der vorliegenden Erscheinungen, nicht die konstanten Ursachen oder die Gesetze derselben aufgesucht werden sollen."[4]) Damit ist im Gegensatz zu Rümelin zweierlei nochmals scharf hervorgehoben:

1. daß die Beschränkung der Statistik auf die bloße Methode Adolph Wagner zu eng erscheint und
2. daß er Gesetze herausgearbeitet haben will und damit die naturwissenschaftliche Färbung der Statistik schärfer betont.

Adolph Wagner legt aber auf diesen Unterschied gegenüber Rümelin kein entscheidendes Gewicht: Er sagt: „ . . ., denn wir können es nur für einen Kontroverspunkt zweiter Ordnung halten, ob man in der Statistik nur eine Methode oder eine methodologische Hilfswissen-

1) Es sei daran erinnert, daß Ernst Engel am Ende seines Lebens ein abschließendes Werk „Demos" genannt, plante, in dem er die Menschheit auf statistischer Basis beschreiben wollte.

2) Rümelin, Gustav, Reden und Aufsätze, S. 208 ff. Tübingen 1875, H. Laupp.

3) Wagner, Statistik, S. 456.

4) Wagner, Statistik, S. 456.

Digitized by Google

schaft oder einerseits eine Methode und andererseits eine auf diese Methode gestützte Wissenschaft erblickt."[1])

In bezug auf den Aufbau der Statistik will Adolph Wagner sich an Rümelin insofern anlehnen, als auch er verlangt, daß die eigentliche Statistik sich von der beschreibenden Wissenschaft vom Volks- und Staatszustande trennen soll. Rümelin hatte für die eigentliche Statistik den Namen Demographie beantragt. Am Schlusse des geschichtlichen Überblicks schreibt Adolph Wagner: „Die Kontroverse über die Einheit oder Trennung der Statistik scheint uns jetzt entschieden zu sein,"[1]) und meint damit, daß die Statistik im engeren Sinne von der Statistik im weiteren Sinne getrennt werden muß.

3. Theorie und Methodik der Statistik.

Als letzten Teil des Artikels entwickelt Adolph Wagner seine Theorie der Statistik. Statistik ist ihm das methodische, induktive Verfahren zur Auflösung und Erklärung des Mechanismus der Menschheit und der Natur, d. h. zur Ableitung und Erklärung der Gesetze, nach welchen dieser Mechanismus fungiert, und zur Aufdeckung und Erklärung des Kausalzusammenhangs, der zwischen den einzelnen menschlichen und natürlichen Phänomenen besteht, und zwar vermittelst eines zu genauen Quantitätsbestimmungen führenden Systems methodischer Massenbeobachtungen über jene Phänomene. In dieser etwas umständlichen und gewundenen Definition ist folgendes als bedeutsam herauszuheben:

1. Adolph Wagner erblickt in der Statistik in erster Linie ein methodisches Verfahren.
2. Er will mit Hilfe dieser Methode das erforschen, was er den Mechanismus der Menschheit in der Natur nennt. Damit ist zweierlei gegeben:
   a) Die Statistik soll es mit den mechanischen Erscheinungen der Menschheit zu tun haben; die Statistik soll gewissermaßen die Menschheit als ein mechanisches Gebilde begreifen.
   b) Es liegt in dieser Definition latent das Bemühen, diese mechanischen Gesetze möglichst weit auszudehnen und damit die Gefahr, Erscheinungen in die mechanische Betrachtungsweise einzubeziehen, die im Grunde genommen nicht hineingehören.
3. Adolph Wagner bezieht in die Definition ohne weiteres den Begriff des Gesetzes hinein und will darunter die Aufdeckung und Erklärung des Kausalzusammenhanges in den menschlichen Phänomenen verstanden wissen. Der Begriff des Gesetzes in der

1) Wagner, Statistik, S. 456.

Digitized by Google

Statistik ist nicht geschieden von dem des Gesetzes in den Naturwissenschaften.

4. Als Mittel gibt er in der Definition ein System methodischer Massenbeobachtungen an, worin wiederum zwei Momente enthalten sind:
   a) Es soll sich um systematische Massenbeobachtungen handeln.
   b) Es soll sich handeln um Massenbeobachtungen, d. h. das Gesetz der großen Zahl muß wirksam sein, wenn derartige Untersuchungen zum Ziele gelangen sollen.

Es folgt sodann die Untersuchung über das allgemeine Kausalgesetz, das auch für die statistischen Gesetzmäßigkeiten und Gesetze die Grundlage bildet. Es beruht darauf, daß jede Wirkung ihre Ursache hat. Daraus wiederum folgt die Gleichförmigkeit in den Erscheinungen und daraus wiederum ergibt sich, daß wir auch in den Geisteswissenschaften da, wo es sich um gleichförmige Ereignisse, um Regelmäßigkeiten handelt, von einem Ursachenzusammenhang sprechen. Adolph Wagner sagt: „Die Allgemeingültigkeit des Kausalgesetzes ist die Grundlage des Mechanismus in der Natur und in dem Getriebe der Menschheit."[1]) Unter Ursache soll nicht verstanden werden die causa officiens im Sinne der Spinozistischen Philosophie, sondern stets nur die Ursache, die selbst ein Bewirktes ist. Damit ist gegeben, daß die Statistik als wissenschaftliche Disziplin sich niemals etwa mit den Endfragen, den letzten Fragen, den Wesensfragen der Menschheit zu beschäftigen hat, sondern daß sie die ursächliche Verknüpfung soziologischer Phänomene auf induktivem Wege durch Massenbeobachtungen zu erforschen sucht. Als Gesetz soll daher das Abhängigkeitsverhältnis einer Erscheinung von einer oder mehreren anderen Erscheinungen gelten.

Adolph Wagner macht in diesem Zusammenhange darauf aufmerksam, daß der Begriff „Gesetz" verschiedene Grade der wissenschaftlichen Durchdringung eines Stoffes darstellt, und zwar in folgendem Sinne: Es wird schon in manchen Wissenschaften dann von einem Gesetz gesprochen, wenn man ein konstantes Abhängigkeitsverhältnis einer Erscheinung von einer oder mehreren anderen gefunden hat. Es liegt im Wesen der Erforschung von kausalen Verknüpfungen, daß sie eine geschlossene Kette von Ursachenzusammenhängen darstellen, und daß man hier von einem Glied der Kette zum anderen beliebig weitersteigen kann. Der Gebrauch des Wortes Gesetz wird aber auf alle diese Stadien unserer Kenntnis des Kausalzusammenhangs ausgedehnt. Die höchste Form stellt nach dieser Richtung hin das

1) Wagner, Statistik, S. 457.

Digitized by Google

Naturgesetz etwa im Sinne der Physik dar. Es läßt sich nun nicht bezweifeln, daß alle anderen Wissenschaften und vor allem auch die gesetzmäßig vorgehenden Sozialwissenschaften diese Allgemeingültigkeit wissenschaftlicher Ergebnisse, wie sie z. B. in der Physik vorliegt, auch zu erreichen suchen. Daher sprach z. B. Quételet direkt von sozialer Physik. Adolph Wagner ist nach dieser Richtung hin skeptischer, wenn er z. B. betont, daß man doch schließlich jedes höhere Gesetz wieder auf noch höhere zurückführen müsse, daß jede Erklärung eines Gesetzes immer nur ein Rätsel durch ein anderes ersetzt. „Die Ausdrücke ‚Gesetz' und ‚Erklärung der Gesetze' bleiben also immer relative."[1]) Man könnte nun aus diesem Tatbestande etwa folgern, daß es nicht richtig sei, in der Statistik von Gesetzen zu sprechen, da doch der höchste Grad physikalischer Abstraktion niemals erreicht werde. Aber das tut Adolph Wagner absichtlich nicht, sondern er folgert gerade umgekehrt: Weil letzten Endes jede kausale Erklärung wiederum eine andere nach sich zieht und es ein Endglied der Kette kausaler Verknüpfung nicht gibt, so ist es auch nicht statthaft, etwa zwischen den beobachteten Gesetzmäßigkeiten in der Statistik und den physikalischen Gesetzen einen prinzipiellen Unterschied zu machen. Er will daher den Begriff des Gesetzes für die Statistik gelten lassen.

Im weiteren Verlauf der Ausführungen lehnt er sich sodann wiederum an den Logiker John Stuart Mill an, der ebenfalls niedere und höhere Stufen der Gesetzeserkenntnis annimmt. Adolph Wagner sagt: „Wenn das empirische Gesetz oder die statistische Gesetzmäßigkeit auf ihre nächsten Ursachen zurückgeführt werden können, werden sie zum Gesetz im engeren Sinn oder zum eigentlichen Gesetz und zum statistischen Gesetz."[2]) Damit ist gegeben, daß Adolph Wagner zwischen Gesetzmäßigkeit und Gesetz in dem Sinne scheidet, daß Gesetz eine höhere Stufe wissenschaftlicher Verarbeitung darstellt, ohne damit allerdings behaupten zu wollen, daß die so auf Grund bestimmter Ursachenzusammenhänge gefundenen Gesetze etwas Letztes und Endgültiges darstellen sollen. Im Anschluß an John Stuart Mills „System der deduktiven und induktiven Logik" folgert Adolph Wagner, daß man über die induktive, in der Statistik sich auf Grund von Massenbeobachtungen vollziehende Gewinnung der Gesetze hinaus insofern einen Fortschritt gewinnen muß, als man sie nachher auch deduktiv, d. h. aus Allgemein-Begriffen ableiten soll. Er meint, daß mit Hilfe des deduktiven Verfahrens man dann viel Mühe und Arbeit ersparen kann. Näher geht er allerdings auf dieses äußerst schwierige

1) Wagner, Statistik, S. 458.
2) Wagner, Statistik, S. 459.

Digitized by Google

Problem von Induktion und Deduktion nicht ein, sondern er leitet über zu der Unterscheidung zwischen Naturgesetz und statistischem Gesetz. Hierzu führt er aus: Man behauptet, daß die Naturgesetze in jedem Falle Gültigkeit hätten, daß hier wirklich und hier allein eine Ursache allgemein und unabänderlich die und nur die Wirkung habe. Im Gegensatz dazu seien die statistischen Gesetze bedingt durch das Gesetz der großen Zahl, d. h. im kleinen betrachtet verlieren sie ihre Gültigkeit. Es soll von vornherein darauf aufmerksam gemacht werden, daß Adolph Wagner das Gesetz der kleinen Zahl etwa im Sinne von Bortkiewicz nicht kennt, sondern er behauptet, daß die kleinen Zahlen stets durch die Unregelmäßigkeit in ihren Erscheinungen charakterisiert seien. In den Betrachtungen, die er hieran knüpft, lehnt er sich ganz eng an Quételet an, indem er wie dieser scharf zwischen konstanten und akzidentellen Ursachen unterscheidet. Das Gesetz der großen Zahl sei deswegen so wichtig, weil bei den großen Zahlen die konstanten Ursachen schärfer hervortreten, während im Einzelfall die akzidentelle, d. h. gelegentliche Ursache, ein entscheidender Faktor ist. Je größer wir den Bogen der Untersuchung in der Statistik spannen, desto mehr treten die konstanten Ursachen und damit die großen Gesetzmäßigkeiten, die das Phänomen „menschliche Gesellschaft" beherrschen, hervor. Aber Adolph Wagner betont, daß die konstanten Ursachen in jedem Einzelfalle mitwirken, in ihrer Wirksamkeit jedoch von einer gelegentlichen Ursache überwunden werden. Um diesen wesentlichen Punkt richtig hervorzuheben, könnte man vielleicht in der Statistik das Gesetz der großen Zahl besser das Gesetz der konstanten, die Wirksamkeit der akzidentellen überwindenden Ursachen nennen, dagegen auch von einem Gesetz der kleinen Zahl sprechen, welches das Gesetz der akzidentellen, die Wirksamkeit der konstanten, überwindenden Ursachen ist. Um also den Begriff des statistischen Gesetzes zu halten und zu verteidigen, führt Adolph Wagner im Anschluß an Quételet den Unterschied zwischen konstanten und akzidentellen Ursachen ein. Im Anschluß daran will er auch die Anforderungen, die an ein statistisches Gesetz gestellt werden, beschränken, d. h. statistische Gesetze sollen nur den Nachweis der konstanten Ursachen erbringen. Am Schlusse dieser Ausführungen setzt er sich wiederum mit Rümelin, ausgehend von dessen Behauptung auseinander, daß „im Reich der Natur das einzelne typisch, in der Menschenwelt dagegen individuell sei."[1] Adolph Wagner sucht im Gegensatz zu Rümelin etwas detaillierter darzulegen, daß man nach dieser Richtung hin die einzelnen Naturwissenschaften und Geisteswissenschaften gliedern könne, je nachdem

1) Rümelin, Gustav, Reden und Aufsätze, S. 213. Tübingen 1875, H. Laupp.

Digitized by Google

die konstanten oder akzidentellen Ursachen mehr oder weniger überwiegen. Zweifelsohne liegt methodisch diese Tendenz in der Richtung, daß Adolph Wagner die Wissenschaften nicht als Natur- und Geisteswissenschaften einander gegenüberstellen will, sondern sie als eine kontinuierliche Reihe behandelt wissen will, als deren letztes Glied die vollständig gesetzmäßig verfahrende naturwissenschaftliche Disziplin erscheint, klassisch belegt durch die Physik. Er weist immer wieder darauf hin, daß auch in den Kompliziertheiten menschlicher Verursachungszusammenhänge konstante und akzidentelle Ursachen sich mischen, und daß es Aufgabe der statistischen Gesetze ist, die Wirksamkeit der konstanten Ursachen aufzuweisen. In diesem Sinne sagt er: „. . . hier bestehen nur graduelle, nicht prinzipielle Unterschiede im Verursachungssystem zwischen Natur und Mensch".[1]) Daraus folgt aber auch, daß Adolph Wagner die Beschränkung der Statistik auf das rein menschliche Gebiet nicht anerkennen will, sondern daß er im Sinne seiner methodischen Annäherung von Natur und Mensch die Statistik auch auf anderen als rein gesellschaftlichem Gebiete anerkennt. Er wendet sich damit auch gegen Rümelin, der das Reich der Natur und das Reich der Menschenwelt dadurch scharf gegeneinander abgrenzen wollte, daß er behauptete, im Reiche der Natur sei das Einzelne typisch, in der Menschenwelt sei dagegen das Einzelne individuell, wobei beachtet werden muß, daß damals typisch so viel wie generell bedeutete. Rümelin hatte im Anschluß an diese Scheidung die Statistik wesentlich auf das Gebiet der menschlichen Phänomene eingeschränkt. Adolph Wagner sagt sodann, daß je höher der betreffende Menschenkomplex, der untersucht werden soll, hinsichtlich der Kulturstufe steht, desto mehr bei ihm die akzidentellen Ursachen gegenüber den konstanten hervortreten, daß also bei primitiven Völkern und in primitiven Zusammenhängen, gewissermaßen in Zusammenhängen, die der Natur näher stehen, die konstanten Verursachungen gegenüber den zufälligen überwiegen. Je stärker dagegen auf höherer Kulturstufe das Individuum sich heraushebt, desto mehr befreit es sich von seinen natürlichen Bindungen, und eine desto größere Rolle spielen die akzidentellen Verursachungen. Daraus schließt Adolph Wagner die praktische Folgerung, daß die Statistik bei primitiven Völkern und bei auf höherer Kulturstufe stehenden eine verschiedenartige Bedeutung haben müsse. Er hätte noch hinzufügen können, daß dementsprechend in den höchsten Ausprägungen der Individualität eine tiefe Abneigung gegen die Statistik besteht.

Adolph Wagner sucht nun im Anschluß an diese Ausführungen über den allgemein-methodischen Charakter der Statistik und im be-

1) Wagner, Statistik, S. 463.

Digitized by Google

sonderen über den Charakter der statistischen Gesetzmäßigkeiten das Objekt der Statistik abzugrenzen. Er sucht das Objekt zunächst in der Weise negativ zu bestimmen, daß er die rein mathematisch und deduktiv zu gewinnenden Resultate von der Statistik ausschließt. Methodisch ist es sodann von Interesse, zu sehen, wie Adolph Wagner die wirtschaftlichen Phänomene in ihrer deduktiv-rationalen Behandlung gegenüber der historisch-statistischen rechtfertigen will. Er ist der Ansicht, daß alle Phänomene, die sich aus dem wirtschaftlichen Egoismus als logische Konsequenzen ergeben, nicht historisch-statistisch behandelt werden sollen. Hier bricht er offenbar eine Lanze zugunsten der an Adam Smith sich anlehnenden, abstrakt-rationalen Methode. Positiv gibt er für die Statistik folgende Abgrenzung:

„Objekt der Statistik sind alle Erscheinungen der realen Welt (in- und außerhalb der Menschheit), welche als Funktionen von konstanten und akzidentellen Ursachen keinen absolut gleichmäßigen, wohl aber einen im Ganzen (in der großen Zahl der Fälle) durch die konstanten Ursachen bedingten regelmäßigen Charakter haben."[1]) In einer für die heutige Zeit direkt irreführenden Terminologie folgert er sodann: „Objekte der Statistik sind mithin die früher bezeichneten nicht-typischen Vorgänge in der Natur und der Menschheit."[1]) Er legt besonderes Gewicht darauf, nochmals zu betonen, daß auf Grund folgender Definition nicht nur die rein menschlichen Erscheinungen erfaßt werden, sondern auch etwa die Witterungs-, Geld- und Kreditstatistik.

Besonderes Gewicht legt der Nationalökonom Adolph Wagner offenbar auf die Bedeutung der statistischen Methode in der Volkswirtschaftslehre. Im Anschluß an die klassische Schule und vor allen Dingen an John Stuart Mill will er die Grundlegung der Nationalökonomie so aufgefaßt wissen, daß angenommen wird, das persönliche Interesse sei die konstante Ursache im wirtschaftlichen Handeln, während die Durchkreuzungen dieses Prinzips als akzidentelle Ursachen gewertet werden sollen. Auf diese Weise gelangt die Nationalökonomie zu wirtschaftlichen Gesetzen, die aussagen, wie sich unter einer gegebenen Voraussetzung, d. h. unter der Annahme des wirtschaftlichen Egoismus, die wirtschaftlichen Vorgänge zutragen. Die Nationalökonomie verfährt dabei ähnlich wie die Physik, indem sie wie diese unter Ausschaltung aller übrigen Kräfte untersucht, wie sich Wirtschaft gestaltet unter der Voraussetzung, daß nur diese eine Kraft wirksam ist. Derartige wirtschaftliche Gesetze „sind berechnet auf Menschen, welche eben nicht nur vorzugsweise, wie in Wirklichkeit, sondern ausschließlich von

1) Wagner, Statistik, S. 464.

Digitized by Google

ihrem richtig verstandenen wirtschaftlichen Interesse unter einem Zustande völlig freier Konkurrenz sich leiten lassen."[1]) Auch hier betont Adolph Wagner, daß je komplizierter und verwickelter die Verursachungsverhältnisse sich gestalten, desto mehr die zufälligen Ursachen überwiegen, so daß also unter Umständen das wirtschaftliche Handeln von ganz anderen als egoistischen Motiven diktiert sein kann. Hier setzt aber die Aufgabe der Statistik ein, die als Kontrollmittel und Verifikationsverfahren der Volkswirtschaftslehre die Grundlage geben muß, die ihr auf rein deduktivem Wege nicht zugänglich sind. Die Statistik erscheint also in diesem Sinne als Hilfsdisziplin der Nationalökonomie. Seine Hauptaufgabe sieht Adolph Wagner also darin, der Statistik nicht eine möglichst ausgedehnte und selbständige Aufgabe einzuräumen, sondern „das Zuviel und Zuwenig zu vermeiden und dadurch der Statistik das ihr Gebührende zu vindizieren."[2]) Er läßt sich an dieser Stelle auf eine breite Debatte im Anschluß an den Methodenstreit in der Nationalökonomie ein, indem er prinzipiell eine historisch-induktive Methode anerkennt, aber in einem gewissen Gegensatz zu Roscher[3]) dieses induktive Verfahren in erster Linie in der statistischen Methode erblickt. Er unterstützt dabei die Debatte von Eugen Dühring gegen den „falschen Historismus", wobei er aber wiederum nicht „die unexakte Naturwissenschaft eines Carey" anerkannt wissen will. Induktion in der Nationalökonomie soll also für Adolph Wagner nicht historische Methode bedeuten, sondern statistische Methode, wobei insbesondere zu bemerken ist, daß Adolph Wagner die Scheidung von Deduktion und Induktion im Sinne John Stuart Mills aufrecht erhalten will.

Durch seine Unterscheidung zwischen konstanten und akzidentellen Ursachen glaubt Adolph Wagner auch eine ganz andere Rechtfertigung des Gesetzes der großen Zahl geben zu können. Quételet und Rümelin hatten sich der Form bedient, daß nur unter Zugrundelegung einer großen Zahl sich die statistischen Gesetzmäßigkeiten zeigen. Adolph Wagner dagegen sagt, bei der Betrachtung kleinerer Zahlen könne es zufälligerweise so sein, daß die zufälligen Ursachen gegenüber den konstanten stärker hervortreten, während bei der Betrachtung großer Zahlenkomplexe sich die konstanten Ursachen in ihrer vollen Bedeutung durchsetzen.

Der methodische Gang der Statistik wird von Adolph Wagner in Anlehnung an Ernst Engels Darstellung der Methode der Statistik[4]) in folgender Weise gegliedert:

1) Wagner, Statistik, S. 465.
2) Wagner, Statistik, S. 466.
3) Wagner, Statistik, S. 467.
4) Vgl. Statistisches Seminar, S. 28; Wagner, Statistik, S. 468.

Digitized by Google

„1. Die Erkennung der Erscheinungen als Objekte der Statistik.
2. Die Beobachtung der Erscheinung als solche Objekte, daher die Anstellung systematischer Massenbeobachtungen.
3. Die Aufzeichnung oder Registrierung der Beobachtungen als statistische.
4. Die Sammlung und Klassifikation der aufgezeichneten Beobachtungen.
5. Die Sichtung derselben (formelle Kritik).
6. Die Gruppierung der gesichteten Beobachtungen, die Vornahme von Rechnungsoperationen, die tabellarische Zusammenstellung.
7. Die Auffindung der Gleichförmigkeiten.
8. Die Erklärung der gruppierten Beobachtungen und der Gleichförmigkeiten, das heißt, die Aufdeckung des Kausalverhältnisses in den Erscheinungen und der räumlichen und zeitlichen Verschiedenheiten.
9. Die Ermittlung der Regelmäßigkeiten und Regeln, der Gesetzmäßigkeiten und Gesetze, welche den beobachteten Erscheinungen und Gleichförmigkeiten zugrunde liegen.
10. Die Darlegung (resp. Veröffentlichung) der aufgezeichneten, klassifizierten und gruppierten Beobachtungen und der gewonnenen Resultate mittelst verschiedener Darstellungsmittel.“ [1])

Im Anschluß daran bemerkt Adolph Wagner, daß man die statistischen Operationen in zwei Arten einteilen könne:

a) mechanische, d. h. diejenigen, die nur eine untergeordnete geistige Tätigkeit beanspruchen,
b) solche, „welche ein geistiges Schließen voraussetzen.“

Die einen sind eine technische Fertigkeit, die anderen dagegen erfordern wissenschaftliche Fähigkeit.

Wenn auch Adolph Wagner großen Wert darauf legt, diese beiden Teile der statistischen Arbeit zu trennen, so sagt er doch, daß diese beiden Operationen zusammen den Inhalt der Statistik ausmachen. In der Alternative, ob die Statistik nur eine Methode oder eine Wissenschaft sei, äußert sich Adolph Wagner zusammenfassend folgendermaßen: „Die Statistik ist eine Methode und eine Wissenschaft — eine Methode, nämlich die genaue Quantitätsbestimmungen bezweckende, qualitative auf quantitative Verschiedenheiten zurückführende systematische Massenbeobachtung aller derjenigen Erscheinungen der realen Welt, welche als Funktionen von konstanten und akzidentellen Ursachen keinen absolut gleichmäßigen,

1) Wagner, Statistik, S. 468.

Digitized by Google

typischen, sondern bloß einen im ganzen regelmäßigen Charakter haben, und eine Wissenschaft, nämlich die induktive Beobachtungswissenschaft, welche mit Hilfe dieser Methode die soeben bezeichneten Erscheinungen nach ihren Kausalverhältnissen erklärt und die Gesetze, nach denen sie sich gestalten, aufdeckt."[1]) Damit ist gegeben, daß Adolph Wagner

1. in dem früher schon angedeuteten Sinne einen Kompromiß zwischen der Auffassung der Statistik als Methode und der Auffassung der Statistik als Wissenschaft eingehen will und
2. die Statistik nicht auf das gesellschaftliche Gebiet einschränken, sondern sie gleichmäßig auf Natur und Gesellschaft beziehen will.

Er weist besonders darauf hin, daß gerade die vielfachen Wechselbeziehungen zwischen natürlichen und gesellschaftlichen Faktoren eine Hauptrolle für den Inhalt der Statistik im Sinne der Quételetschen Theorie der Einflüsse bilden. Wenn er dagegen sagt: „Dann handelt es sich aber in der Tat darum, wie es oben ausgedrückt wurde, den Mechanismus der realen Welt mittels der Statistik aufzulösen und zu erklären"[1]), so schießt er zweifelsohne insoweit über das Ziel hinaus, als er entsprechend der damaligen Zeitlage das ganze Problem viel zu stark naturwissenschaftlich-kausal, d. h. mechanistisch auffaßt und nicht berücksichtigt, daß in dem gesellschaftlichen System der menschlichen Beziehungen auch die zweck- und zielsetzenden Faktoren eine wesentliche Rolle spielen und ebenfalls der statistischen Betrachtung zugänglich gemacht werden können. Wir müssen dabei berücksichtigen, daß Adolph Wagner den Artikel „Statistik" in einer Zeit schrieb, als die naturwissenschaftlich-kausale Tendenz in der gesamten wissenschaftlichen Bewegung ihren Höhepunkt erreicht hatte, und auch in der Philosophie der Ruf „Zurück zu Kant" erscholl.[2]) Für die Statistik im besonderen muß betont werden, daß in demselben Jahre, in dem Wagners Artikel über die Statistik erschien, der Leipziger Professor Drobisch mit dieser Methode in der Statistik abrechnete und vor allem die fatalistischen Konsequenzen, die aus der Quételetschen Statistik gezogen wurden, geißelte. Adolph Wagner macht noch in Anlehnung an seine eigenen Arbeiten ausdrücklich darauf aufmerksam, daß besonders in den Fällen, wo man es mit scheinbar ganz vom freien Willen abhängigen Handlungen der Menschen zu tun habe, man die statistische Methode zur Herausarbeitung der kausalen Zusammenhänge benutzen könne.

Wenn nun Adolph Wagner dazu übergeht, den Aufbau der sta-

1) Wagner, Statistik, S. 469.
2) Vgl. Liebmann, Otto, Kant und die Epigonen, Stuttgart 1865.

Digitized by Google

tistischen Arbeit nach methodischen Gesichtspunkten zu schildern, so muß zugegeben werden, daß nach dieser Richtung hin seine Gesichtspunkte durch die fortgeschrittenere Praxis der heutigen Zeit überholt sind, und daß es sich hier nur darum handeln kann, das, was wirklich originell, eigenartig und noch für heute beachtenswert ist, herauszuarbeiten.

Bedeutsam ist zunächst der Hinweis Adolph Wagners darauf, daß selbst in den Vorbeobachtungen, in der Sichtung des Materials und schließlich in dem Aufbau der Tabelle sich die Eigenart und das statistische Können offenbaren. Er betont hier in sehr feinsinniger Weise, daß auch zu dieser scheinbar langweiligen und stumpfsinnigen statistischen Arbeit viel „Kombinationsgabe und Divination" gehören. „Allgemeine feste Regeln lassen sich schwer geben, auf die Fähigkeit, den Takt, die Übung des Statistikers kommt hier das meiste an. Kombinationsgabe und Divination spielen auch hier dieselbe Rolle, wie in den einfachen induktiven, den Naturwissenschaften."[1]) Wenn auch im einzelnen vom heutigen Standpunkt aus etwa in Anlehnung an Rickerts[2]) „Kulturwissenschaft und Naturwissenschaft" oder im Anschluß an Bechers[3]) „Geisteswissenschaften und Naturwissenschaften" vielerlei an der Stellungnahme Adolph Wagners zu kritisieren ist, und er vor allem eigenartigerweise den irrationalen Faktor („Kombinationsgabe und Divination") in den Naturwissenschaften stark betont, so ist doch in erster Linie der Umstand herauszuheben, daß er überhaupt auf die wissenschaftliche Schwierigkeit in den elementaren statistischen Untersuchungen hinweist.

Das Wesen der statistischen Beobachtung erblickt Adolph Wagner in der methodischen oder systematischen Massenbeobachtung im Gegensatz zur Einzelbeobachtung. Er verzichtet allerdings darauf etwa in Anlehnung an die geschichtliche Forschung, den wissenschaftlichen Wert der Einzelbeobachtung schärfer gegenüber der Massenbeobachtung abzugrenzen, ja man muß sogar zugeben, daß Adolph Wagner in dieser Beziehung im Jahre 1867 so stark naturwissenschaftlich dachte, daß er den Satz niederschreiben konnte: „Daher der meist relativ so geringe Wert der Einzelbeobachtungen, welche uns über Kultur-, Wirtschafts-, Bevölkerungs-, Witterungsverhältnisse aus früheren Zeiten überkommen sind, in den Reiseberichten aus wenig besuchten Ländern mitgeteilt werden usw."[4]) Im Unrecht ist er mit dieser Behauptung zweifelsohne insofern, als er übersieht,

1) Wagner, Statistik, S. 470.
2) Rickert, Heinrich, Kulturwissenschaft und Naturwissenschaft. Dritte, verbesserte Auflage, Tübingen 1915, J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).
3) Becher, Erich, Geisteswissenschaften und Naturwissenschaften. München 1921, Duncker & Humblot. 4) Wagner, Statistik, S. 471.

Digitized by Google

1. daß in den Kulturwissenschaften im Sinne Rickerts die Darstellung und Analyse des Einzelfalles entscheidenden wissenschaftlichen Wert besitzt, und
2. daß auch auf den für die Statistik in Frage kommenden Gebieten die Einzeluntersuchung von hervorragendem Werte sein kann (hierbei sei erinnert an die sogenannte monographische Methode).[1])

Dennoch muß zugegeben werden, daß Adolph Wagner bei dieser Abgrenzung wohl weniger die prinzipielle Stellungnahme treffen wollte, als vielmehr sich gegen populäre Generalisationen wandte. Er spricht hier von den massenhaften vereinzelten Beobachtungen, die im Leben hier und dort kritiklos angestellt werden. „Der Volksgeist faßt jene Beobachtung im Sprichwort zusammen."[2]) Wenn auch bei dieser Stellungnahme eine gewisse rationalistische Abweisung der nicht streng methodisch-wissenschaftlich gewonnenen Resultate stattfindet, so muß doch positiv gesagt werden, daß Adolph Wagner sich mit Recht gegen voreilige Verallgemeinerungen wenden will. Gerade gegen derartige Mißgriffe diene die Statistik recht eigentlich als Verifikationsverfahren.[3])

In idealer Form muß das Ziel der Massenbeobachtung die Erfassung sämtlicher Fälle sein, aber dies ist undurchführbar, und daher kann es sich immer nur um die Erfassung einer möglichst großen Zahl von Fällen handeln.

„In dem Ausdruck Massenbeobachtung hat das Wort Masse eine relative Bedeutung. Das Ziel ist eine möglichst große Masse, mit der dann der Wert der Gesetzmäßigkeit oder des Gesetzes steigt, ohne daß deshalb eine solche Gesetzmäßigkeit nicht schon früher abgeleitet werden könnte."[3])

Wenn nun Adolph Wagner daran geht, den Aufbau einer statistischen Massenbeobachtung zu schildern, so zeigt sich gerade hier der Fortschritt, den die Statistik in den darauffolgenden Jahrzehnten, fußend auf der Verwaltungspraxis, gemacht hat. Nach dieser Richtung hin hat ja Ernst Engel, von dem der bergmännisch anklingende Ausdruck „Aufbereitung" des statistischen Materials stammt, bahnbrechend gewirkt. Adolph Wagner gibt zu, daß die von der Theorie geforderten Massenbeobachtungen nur von staatlichen Beobachtungsanstalten durchgeführt werden können. Statistik und Staat sind in dieser Beziehung aufeinander angewiesen. „Eigene Beobachtungsanstalten des Staats, Menschheitsobservatorien, statistische Bureaus mit einem Worte gehen also

1) von Mayr, Georg, Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Bd., 2. Aufl., S. 17 ff. Tübingen 1914, J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).
2) Wagner, Statistik, S. 471.
3) Wagner, Statistik, S. 472.

Digitized by Google

mit Notwendigkeit aus dem Wesen der statistischen Objekte hervor."[1]) Adolph Wagner betont allerdings zu stark den alleinigen Wert der amtlichen Statistik; er hält offenbar sehr wenig von den statistischen Erhebungen (Enquêten) der Wissenschaftler. Wenn er auch zugibt, daß die Staaten bisher kaum je zu eigentlich wissenschaftlichen Zwecken statistische Bureaus errichtet haben, sondern daß bei den staatlichen Erhebungen stets das praktische Interesse überwogen hat, so legt er auf diese Punkte doch kein entscheidendes Gewicht und „die für die Praxis gesammelten Daten dienen der Wissenschaft stets mit."[1])

Die statistische Beobachtung soll zu quantitativen Urteilen führen, d. h. die Konsequenzen, die aus den statistischen Daten gezogen werden, sollen sich auf rein zahlenmäßige Bestimmtheiten beschränken, wobei Adolph Wagner den Vereinfachungsprozeß der komplizierten statistischen Ergebnisse als eine Art Ökonomisierung des Zahlenmaterials betrachtet.

Das vornehmste Mittel zur übersichtlichen Darstellung und Gruppierung der aufgezeichneten Beobachtungen ist ihm die Tabelle. „Die Hauptbedeutung der Tabelle liegt darin, daß sie richtig konstruiert zugleich das funktionelle Verhältnis zwischen dem statistischen Objekt und den darauf einwirkenden Einflüssen zum Ausdruck bringt."[2])

Eine Theorie der Mittelwerte, eine Auseinandersetzung über die graphischen Darstellungen und schließlich die mathematische Statistik berührt Adolph Wagner nur flüchtig.

Die Auseinandersetzung über die Darstellungsformen und Mittel und über die Arten der Statistik beschränkt Adolph Wagner hinsichtlich der Tatsachen auf ein Minimum, während er zwischendurch immer wieder die methodischen Grundsätze im Sinne Quételets schärfer herausarbeitet, wobei notgedrungen Wiederholungen unterlaufen müßten. Daß die Statistik damals sich noch in den letzten Stadien des Loslösungskampfes von der Staatskunde befand, läßt sich bei Adolph Wagner daran erkennen, daß er in seinem Artikel zum Schluß nochmals darauf hinweist, daß die Statistik eine besonders innige Beziehung zur Staatskunde habe. Er schließt sich dabei besonders der Ansicht Rümelins an, zugleich etwa im Sinne der Art und Weise von Robert v. Mohl[3]) und Bluntschli[4]) das Verhältnis auffassend.

---

1) Wagner, Statistik, S. 473.
2) Wagner, Statistik, S. 475.
3) v. Mohl, Robert, Enzyklopädie der Staatswissenschaften. Zweite, umumgearbeitete Auflage, S. 745 ff. Tübingen 1872, H. Laupp.
4) Bluntschli-Brater, Deutsches Staatswörterbuch, 10. Band, S. 153 ff.: Bluntschli, „Staatswissenschaft". Stuttgart und Leipzig 1867.

Digitized by Google

Dritter Teil.

Die späteren statistischen Abhandlungen Adolph Wagners mit besonderer Berücksichtigung der Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens.

Man muß bei einem Überblick über die weiteren Schriften und Abhandlungen Adolph Wagners über statistische Gegenstände zunächst betonen, daß er in der späteren Zeit seines Lebens sich mehr und mehr nationalökonomischen Studien und Interessen zugewendet hat. Allerdings hat er 1904 nochmals eine streng statistische Abhandlung über die Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens veröffentlicht und damit wiederum einen klassischen Beitrag zur Statistik geliefert, aber die Mehrzahl seiner Arbeiten betraf nationalökonomische Gebiete.

Zwei Werke sind es, die uns in dem gegebenen Zusammenhang vornehmlich interessieren müssen, nämlich

1. die „Grundlegung der politischen Ökonomie", welche die erste Hauptabteilung des groß angelegten „Lehr- und Handbuchs der politischen Ökonomie" bildet,
2. die „Finanzwissenschaft", die zuerst 1877 erschienen ist und die vierte Hauptabteilung desselben Werkes bildet, das Adolph Wagner in enzyklopädischer Breite unter Einschluß nahezu sämtlicher staatswissenschaftlichen Disziplinen plante.

Es fragt sich im Zusammenhang der vorliegenden Arbeit,

1. inwieweit Adolph Wagner seine statistischen Ansichten und Einstellungen geändert und weitergebildet und
2. in welchem Maße er materiell statistische Abschnitte und Teilabhandlungen in diese Werke aufgenommen hat.

1. Die Statistik in Adolph Wagners „Grundlegung der politischen Ökonomie".

In vorderster Linie hinsichtlich der Bedeutung für das eigentlich statistische Problem steht in diesem Sinne die „Grundlegung der politischen Ökonomie", die ja überhaupt unter den Werken Adolph Wagners in bezug auf wissenschaftliche Bedeutung und systematische Geschlossenheit der Ansichten an erster Stelle steht, also

Digitized by Google

sein eigentliches Hauptwerk bildet. Er hat hier in verschiedenen Abschnitten sich nicht nur hinsichtlich der Statistik über Wesen und Methode dieser Wissenschaft und über ihr Verhältnis zur Nationalökonomie geäußert, sondern er hat auch

1. in diesem Werke die Bevölkerungsstatistik in geschlossener Form zur Darstellung gebracht, und
2. Abschnitte über Volkseinkommen und Volksvermögen geliefert, die den Fortschritt seiner wissenschaftlichen Tätigkeit auf statistischem Gebiet deutlich bezeugen.

Daß er dabei auch seine früheren Arbeiten als wissenschaftlich noch immer belangvoll gelten lassen will, beweist die Tatsache, daß er z. B. verschiedentlich auf seine Abhandlung „Statistik" im Bluntschli-Braterschen Staatswörterbuch zurückverweist.[1]) Wenn Wagner in der Grundlegung[2]) das Problem der Statistik wiederum aufrollt, so fällt zunächst auf, daß er sich einerseits mehr als früher auf Gustav Rümelin beruft und andererseits sich in dem Streite, ob die Statistik Methode oder Wissenschaft sei, viel entschiedener als früher auf die Seite der Methodiker stellt, indem er so an den Tendenzen seines Artikels „Statistik" festhält. Seine Definition der Statistik lautet hier: „Als Methode ist die Statistik die genaue, womöglich in Zahlen ausgedrückte und dadurch meßbare Quantitätsbestimmungen bezweckende systematische Massenbeobachtung aller derjenigen Erscheinungen der realen Welt, daher auch der wirtschaftlichen Erscheinungen, welche als Funktionen von konstanten und variablen (akzidentellen) Ursachen und als abhängig von eben solchen Bedingungen, keinen absolut gleichmäßigen, typischen, sondern einen bloß im ganzen, in der Masse der Fälle regelmäßigen Charakter (Gestaltung, Entwicklung) haben, in den einzelnen Fällen aber unter dem vorherrschenden Einfluß der variablen Ursachen und Bedingungen mehr oder weniger von dieser regelmäßigen Gestaltung abweichen und ein individuelles Gepräge zeigen."[3]) Es liegt nun nahe, diese auf gereifterer Stufe der Entwicklung gegebene Definition mit der zu vergleichen, die Adolph Wagner im Bluntschli-Braterschen Staatswörterbuch (X. Bd., S. 469[4]]) in Parallele zu setzen, wobei sich folgende Hauptgesichtspunkte ergeben:

1. Die Definition von 1867 ist kürzer und kühner gefaßt, während von 1893 offenbar trotz des Nachteils einer gewissen bombastischen Ausführlichkeit auf die vielerlei Einwände und Kontroversen über den Begriff der Statistik Rücksicht zu nehmen sucht.

---

1) Vgl. Wagner, Grundlegung, S. 197 ff.
2) Wagner, Grundlegung, S. 194 ff.
3) Wagner, Grundlegung, S. 206.
4) Siehe oben S. 69—70.

Digitized by Google

2. Adolph Wagner hat die beiden Begriffe Induktion und Deduktion, die früher den Gegensatz der Methoden zu bezeichnen suchten, beseitigt.
3. Er behandelt die Statistik in der „Grundlegung" als Methode und hat die Stellen, die früher auf die Statistik als Wissenschaft Bezug nahmen, fortgelassen.

Die methodischen Ausführungen Adolph Wagners sind insofern von ganz besonderem Interesse, als wir hier den Denker auf der Höhe seiner wissenschaftlichen Schaffenskraft über dieses Thema abhandeln sehen, und ja gerade die Abhandlung von 1867 noch besonders in methodischer Hinsicht ein starkes Schwanken aufwies, das allerdings durch die Zeitlage stark bedingt war. Es ist also von größtem Interesse, festzustellen, wie Adolph Wagner nunmehr die Methodenlehre abhandelt, aber es muß dabei berücksichtigt werden, daß er in der „Grundlegung" nicht mehr als Statistiker schreibt, sondern daß er jetzt in erster Linie die nationalökonomischen Gesichtspunkte im Auge hat. Es soll daher die Aufgabe sein, aus dem Abschnitt über die Methoden[1]) das herauszulösen, was für das Problem der Statistik von Bedeutung ist.

Es sei dabei von Adolph Wagners Stellungnahme gegenüber Induktion und Deduktion ausgegangen. Er legt wiederum seiner Auffassung zugrunde, daß die beiden Kategorien Induktion und Deduktion nicht geeignet seien, wissenschaftliche Methoden gegeneinander abzugrenzen, wobei er letzten Endes dem Fortschritt der Logik und Methodenlehre in der Philosophie Rechnung trägt (vgl. Sigwart, Wundt). Bei der Schilderung der Induktion im besonderen führt Adolph Wagner vier Beobachtungsmethoden im induktiven Verfahren auf:

1. Die unwissenschaftliche tägliche Beobachtung.
2. Die wissenschaftliche Einzelbeobachtung.
3. Die strengere wissenschaftliche Massenbeobachtung oder die Statistik.
4. Die minderstreng wissenschaftliche und weniger massenhafte Beobachtung oder die Geschichte.[2])

Wichtig ist hierbei die Tatsache, daß sowohl Statistik als auch Geschichte nicht als eigene Wissenschaften, sondern wie auch früher bei Adolph Wagner als Methoden der Beobachtung aufgefaßt werden. Auch in diesem Zusammenhange weist er auf seine Verwandtschaft mit den Ansichten Rümelins hin, wobei er betont, daß dieser in seiner ersten Abhandlung „Zur Theorie der Statistik" von 1863[3]) das Gebiet der Statistik zwar noch allzu eng auf die

1) Wagner, Grundlegung, S. 166—252.
2) Wagner, Grundlegung, S. 196—197.
3) Rümelin, Gustav, Reden und Aufsätze, S. 208ff. Tübingen 1875, H. Laupp.

Digitized by Google

menschlichen Erscheinungen beschränkt habe, daß er aber in seiner zweiten Abhandlung von 1874[1]) sich voll und ganz der Adolph Wagnerschen Meinung angeschlossen habe, indem er darin zugibt, daß die statistische Methode von universaler Anwendbarkeit sei.

Im einzelnen charakterisiert er die vier Methoden folgendermaßen:

Ad 1. Äußerst skeptisch beurteilt er die unwissenschaftliche tägliche Beobachtung wirtschaftlicher Erscheinungen, wobei er auf seinen Artikel „Statistik"[2]) verweist, der die souveräne Überlegenheit der wissenschaftlichen Beobachtung gegenüber der Beobachtung des täglichen Lebens herausarbeitet.

Ad 2. Sie hat ihre Hauptbedeutung da, wo, wie Rümelin sagt, das Einzelne typisch ist, also etwa in der Form der wissenschaftlichen Monographie, die den Einzelfall als Typus herauszuheben sucht. Er macht allerdings darauf aufmerksam, daß, je näher das betreffende Phänomen dem komplizierten Gebiet des Seelischen steht, desto weniger Aussicht bestehe, im einzelnen die typischen Züge zu erkennen und herauszuarbeiten, so daß sich also schon hieraus ergibt, daß auf diesen Gebieten nur die Massenhaftigkeit der Beobachtungen im Sinne der Statistik ein gesichertes Resultat bieten kann.

Ad 3. Gerade diese Methode sucht den Anforderungen der Massenhaftigkeit der Beobachtungen und der Methodik oder Systematik am meisten gerecht zu werden, also die Vorzüge der beiden ersten Methoden zu vereinigen, die Mängel derselben zu vermeiden. „Die Statistik als Methode kann aber hier mehr leisten, sobald eine genügende technische Ausbildung derselben gelungen ist."[3]) „Dadurch wird aber der Einblick in die konditionellen und kausalen Verhältnisse der Beziehung und Abhängigkeit oft erst ermöglicht, immer erleichtert und zugleich zu strengerer Beweisführung, „auch zur Anwendung von genauen Maßbestimmungen und des Kalkuls Gelegenheit gegeben."[3]) Aus alledem geht, vor allem wenn man heute die wissenschaftliche Lage überblickt, hervor, daß Adolph Wagner auf jeden Fall der statistischen Methode ein besonders hohes Maß von wissenschaftlicher Tragweite und Präzision zuspricht. Er behauptet sogar, daß, wenn überhaupt von exakter Methodik in den Sozialwissenschaften, so allenfalls bei der statistischen Methode gesprochen werden könne.

Ad 4. Der historischen Methode macht er den Vorwurf, daß sie im Gegensatz zur statistischen nicht exakt und präzise genug arbeite.

Adolph Wagner neigt sehr stark dazu, in allen diesen Fragen auf seine

1) Rümelin, Gustav, Reden und Aufsätze, S. 265 ff. Tübingen 1875, H. Laupp.

2) Bluntschli-Brater, Deutsches Staatswörterbuch, X. Bd., S. 471. Stuttgart und Leipzig 1867.

3) Wagner, Grundlegung, S. 203.

Digitized by Google

früheren Arbeiten zu verweisen, teils mit einer gewissen Hartnäckigkeit gegenüber neueren Auffassungen, teils mit berechtigtem Stolze in der Weise, daß er schon früher die heute als richtig erkannte Ansicht geäußert habe, beschwert sich dann aber häufiger darüber, daß man seine Verdienste auf diesem Gebiete in der Fachstatistik nicht genügend gewürdigt habe.

Naturgemäß besonders ausführlich und prinzipiell nimmt er in der „Grundlegung" Stellung zu dem Problem der sozialwissenschaftlichen Gesetze und im besonderen auch der statistischen Gesetze. Hier gehen seine Ausführungen prinzipiell über das hinaus, was er früher geäußert hatte. Er gibt zunächst zu, daß man in den fünfziger und sechziger Jahren im Anschluß an die Quételetsche Methodik den Begriff des Gesetzes allzu lax und unvorsichtig auf das Gebiet der sozialen Erscheinungen angewendet habe. Man habe ohne Bedenken von volkswirtschaftlichen, statistischen und moralstatistischen Gesetzen gesprochen, ohne in irgendeiner Weise den Begriff des Gesetzes zu klären. Er sagt sehr richtig, daß sich nach dieser Richtung hin ein starker Wandel vollzogen habe, d. h. die Geisteswissenschaften und damit auch die Sozialwissenschaften haben sich in ganz anderer Weise als früher auf ihre spezifisch-methodische Grundlage besonnen. Es muß nun von vornherein betont werden, daß Adolph Wagner zwar seine Stellungnahme in der „Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen" von 1864 wesentlich zugunsten modernerer Vorstellungen abschwächt, daß er aber keinesfalls zu denen gehört, die etwa die Begriffe Gesetz und Gesetzmäßigkeit daraufhin aus den Sozialwissenschaften und der Statistik verbannen wollen, sondern in eingeschränktem und vorsichtigem Sinne will er diesen Begriff beibehalten und ist sogar der Ansicht, daß, wenn man einerseits ihre Verwendung in den sozialen Disziplinen für begrifflich nicht scharf genug halte, andererseits auch betont werden müsse, daß selbst die Naturwissenschaften nach dieser Richtung hin kaum besser dastehen. „Trotz der von mir zugestandenen, mir so oft vorgeworfenen, viel zu mechanistisch-naturwissenschaftlichen Auffassung in meiner Schrift ‚Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen', war ich doch bereits damals (1864) zu der Einsicht gelangt, daß man sich zum Teil nur in einem Wortstreit bewege, weil der Sprachgebrauch inbetreff der Ausdrücke ‚Gesetzmäßigkeit', ‚Gesetz' eben nicht feststehe, und von den einzelnen Autoren diese Worte in verschiedenem Sinne genommen würden; ferner, daß auch der naturwissenschaftliche und der Sprachgebrauch der sog. exakten Wissenschaften inbetreff dieser Ausdrücke nicht feststehe und endlich, daß Untersuchungen zum Zwecke einer prinzipiellen Begründung eines richtigen Sprachgebrauchs es grade nach den auch

Digitized by Google

bei den Gesetzen der Natur- und exakten Wissenschaften obwaltenden Verhältnissen des Erkenntnisstadiums zulässig und logisch und erkenntnistheoretisch richtig erscheinen ließen, doch auch auf statistischem, auf volkswirtschaftlichem, überhaupt allgemein auf geisteswissenschaftlichem, d. h. auf solchem Gebiete, wo psychische Faktoren einwirken, von ‚Gesetzmäßigkeit' und ‚Gesetzen' zu reden."[1]) Unter den scharfen Kritikern des Gesetzesbegriffs hebt er vor allem Rümelin und Neumann hervor. Von Neumann ist er insofern beeinflußt, als er selbst auch von ihm den Begriff der „vorherrschenden Tendenzen" in einer Erscheinung übernimmt. Aus dieser Stellungnahme folgt nun, daß Adolph Wagner, um auch für das soziale und wirtschaftliche Gebiet den Begriff des Gesetzes zu retten, eine allgemeinere Fassung desselben übernehmen muß. Sie lautet folgendermaßen: „‚Gesetze' im allgemeinsten Sinne würden danach als solche Gleichförmigkeiten der Gestaltung der Erscheinungen, demnach der gleichmäßigen Wiederkehr der letzteren (von ‚Vorgängen') zu definieren sein, welche nach Wahrscheinlichkeitsgründen als notwendige Folgen und Wirkungen eines festen Abhängigkeitsverhältnisses von gewissen Bedingungen und Ursachen angesehen werden müssen."[2]) Aus dieser Definition wiederum folgt, daß Adolph Wagner auf den verschiedenen Gebieten eine strengere und eine weitere Fassung, d. h. also letzten Endes kontinuierliche Übergänge hinsichtlich der Prägnanz des Gesetzesbegriffs unterscheidet. Naturgesetze und Sozialgesetze werden von Adolph Wagner in folgender Weise voneinander abgegrenzt: „Ein reines Naturgesetz gilt immer, die Ursache oder Ursachen, deren Beziehung zu den Wirkungen es anzeigt, stehen niemals und können niemals außer Wirksamkeit stehen und wirken notwendig immer so und so, daher mit der Folge stets gleicher Wirkung."[3]) „Ein wirtschaftliches Gesetz gilt aber nicht immer, sondern immer nur dann, wenn die Ursachen, deren Beziehung zu den Wirkungen es formuliert, überhaupt vorhanden waren und grade so, wie im Gesetz angenommen wird, wirken."[3]) Er möchte daher auch nicht von Ursachen und Wirkungen, sondern von Tendenzen auf diesem Gebiete sprechen.

Adolph Wagner hat sodann innerhalb des vierten Buches seiner „Grundlegung" unter der Überschrift „Bevölkerung und Volkswirtschaft"[4]) eine geschlossene Darlegung seiner Bevölkerungslehre gegeben, die zwar dauernd betont, daß sie in erster Linie die volkswirtschaftliche Seite des Bevölkerungsproblems im Auge habe, die aber trotzdem als statistische Arbeit Adolph Wag-

1) Wagner, Grundlegung, S. 226.
2) Wagner, Grundlegung, S. 229—230.
3) Wagner, Grundlegung, S. 234.
4) Wagner, Grundlegung, S. 445 ff.

Digitized by Google

ners angesprochen werden muß, denn er hat sich hier in prinzipieller Weise zu dem Hauptproblem der Statistik geäußert. Man kann sogar behaupten, daß er mit der steten Beteuerung, es handle sich bei diesen Ausführungen wesentlich um die volkswirtschaftliche Seite des Problems, eher bewirkte, daß das sonstwie rein statistisch dargestellte Thema in seiner vollen Bedeutung für die übrigen Staatswissenschaften, vor allem für die Nationalökonomie erscheint.

Als ehemaliger Statistiker neigt er sogar dazu, die Bedeutung der Bevölkerungsprobleme für die Volkswirtschaftslehre allzu scharf zu betonen und dementsprechend in allzu breiter Weise statistisches Material einfließen zu lassen. Man muß aber bedenken, daß in der Zeit, als Adolph Wagner, Gustav Schmoller usw. schrieben, es üblich war, in enzyklopädischer Weise möglichst viel Material auch aus anderen Wissenschaften für die Nationalökonomie zusammenzuholen. In diesem Sinne enthält Adolph Wagners „Grundlegung" eine große Menge von Material, das wir heute ohne weiteres anderen Wissenschaften überweisen würden, für das Problem aber, das in der vorliegenden Arbeit zur Debatte steht, bedeutet dies insofern einen Vorteil, als Adolph Wagner damit auch seine statistischen Ansichten nochmals in konziser Form dargestellt hat.

„. . . Ich habe mich allmählich davon überzeugt, daß diese doch nur mehr nebensächliche Behandlung des Bevölkerungsproblems nicht genügt; daß es auch nicht ausreicht, in der vielfach bei den Theoretikern und Systematikern des Fachs üblichen Weise über diese Frage nur bei dem Faktor Arbeit, in der Lehre von der Produktion und etwa in der Lehre vom Arbeitslohn im Abschnitt von der Verteilung zu handeln." [1])

Zunächst steuert Adolph Wagner auf das Hauptproblem los, nämlich auf die Auseinandersetzung mit der Malthusschen Lehre. Nachdem er einen systematischen Überblick über die Malthussche Lehre gegeben und ausgiebig den dogmengeschichtlichen Teil behandelt hat, nimmt er selbst Stellung zur Malthusschen These, die sich am charakteristischsten wohl in folgendem Satze offenbart: „Die große bleibende Bedeutung von Malthus liegt darin, daß er jenen optimistischen Ansichten über den unbedingten Segen der Volksvermehrung entgegentrat, die Kehrseite aufdeckte, den notwendigen Zusammenhang zwischen Volkszahl, Dichtigkeit, Vermehrung und Unterhalt, speziell Nahrungsmittel und deren Beschaffbarkeit und Vermehrung nachwies, die Gefahren zeigte, welche notwendig aus einer Überholung der Nahrungsmittelversorgung durch die Bevölkerungsvermehrung hervorgehen müßten und nach geschichtlicher Erfahrung hervorgegangen wären." [2]) Er erweist sich als ein unbedingter

1) Wagner, Grundlegung, S. 445.
2) Wagner, Grundlegung, S. 453.

Digitized by Google

Anhänger des Malthusschen Bevölkerungsgesetzes, allerdings gibt er zu, daß es in mancherlei Punkten modifiziert und eingeengt werden muß.

Bei der Einteilung der Bevölkerungsstatistik verwendet Adolph Wagner in den Grundzügen dasselbe Schema, das auch heute noch in der Statistik üblich ist, insbesondere die Grundeinteilung in Stand und Bewegung der Bevölkerung. Wenn man des näheren seine Darstellung verfolgt, so muß zunächst betont werden, daß das inhaltliche Material, heute kein aktuelles Interesse mehr beanspruchen kann, sondern daß uns in dieser Hinsicht nur die begrifflichen und methodischen Gesichtspunkte noch wissenschaftlich interessieren können. Nach dieser Richtung hin aber muß an erster Stelle hervorgehoben werden, daß Adolph Wagner auf scharfe begriffliche Fixierung dringt, und daß sich auch hier wieder der klare und scharfsinnige Denker offenbart. Er legt z. B. bei den Bevölkerungszählungen besonderes Gewicht darauf, daß die zugrundeliegenden Einheiten und Begriffe möglichst eindeutig herausgearbeitet werden.

Wenn man die gesamte Darstellung, die er hier von der Bevölkerungsstatistik gegeben hat, überblickt, so muß man zunächst berücksichtigen, daß Adolph Wagner trotz aller statistischen Feinheiten und trotz des oft sehr umfangreichen historischen Materials immer in erster Linie die volkswirtschaftliche Seite des Problems im Auge hat, d. h. ihn interessiert nicht vornehmlich die rein quantitativ-statistische Seite des Problems, sondern die qualitativ-dynamische: Bevölkerung ist für ihn ein Phänomen, das im organischen Zusammenhang mit den Problemen des Staates in der Volkswirtschaft begriffen werden muß. Daraus ergibt sich auch, daß ihn immer besonders bei den Bevölkerungsproblemen die Konsequenzen, die sich für Staat und Wirtschaft ergeben, interessieren. Typisch zeigt sich dies darin, daß er die Gedankengänge des Malthusschen Problems umkreist, und daß die Fragen des Standes der Bevölkerung, der Geburtsfrequenz, der Eheschließungen, der Sterbefälle und der Wanderungen an dem Problem der allgemeinen Wohlfahrt gemessen werden. Im einzelnen zeigt sich allerdings der Statistiker Wagner insofern, als er möglichst viel aktuelles und internationales Material und besonders dogmengeschichtliche Grundlagen heranzieht. Es muß allerdings auffallen, daß hinsichtlich der rein statistischen Resultate bei Adolph Wagner noch die beschreibende Analyse der statistischen Ergebnisse stark hinter der rein tabellarisch-statistischen Darstellung zurücktritt, so daß also Adolph Wagner sich auch des Vorteils begibt, die statistischen Ergebnisse in textlicher Form zur Darstellung zu bringen. Es muß dies ganz besonders Wunder nehmen innerhalb eines eigentlich nationalökonomisch gedachten Werkes, aber

Digitized by Google

es zeigt sich hier eine Tendenz, die er z. B. auch in den mehr statistischen Abschnitten seiner „Finanzwissenschaft“[1]) innegehalten hat. Damit ist auch gegeben, daß in bezug auf die einzelnen Probleme, z. B. Geburten oder Todesfälle, die großen Linien der Regelmäßigkeit und Gesetzmäßigkeit nicht herausgearbeitet sind, und daß scharfe prägnante Formulierungen für die verschiedenen Resultate fehlen.

2. Die Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens.

Wenn also der rein statistische Ertrag dieses Teiles der „Grundlegung“ kein allzu ergiebiger sein kann, so bietet Adolph Wagner daneben innerhalb desselben Werkes eine Darstellung, die statistisch in starkem Maße interessieren muß, und in der er anerkanntermaßen durchaus Bedeutsames und Originelles geleistet hat, denn seine Ausführungen über die Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens bilden noch heute innerhalb der Statistik den Ausgangspunkt für das Problem und stehen im Brennpunkt der Debatte über die betreffenden Phänomene. Man muß nun berücksichtigen, daß er die Darstellung über Volkseinkommen und Volksvermögen in seinem literarischen Werk zweimal geboten hat, nämlich

1. in der „Grundlegung“[2]), die erstmalig in den §§ 86 ff. der ersten Auflage 1886 das Thema behandelt hat, dann in den späteren Auflagen entsprechend modifiziert und
2. gesondert als wissenschaftliche Monographie in der „Zeitschrift des Königlich Preußischen Statistischen Bureaus“[3]) 1904.

Welches sind nun die Leitsätze, die Adolph Wagner in seiner „Grundlegung“ für das Problem herausgearbeitet hat?

Er leitet prinzipiell das ganze Problem aus seinem Einkommensbegriff her, der wiederum bei Adolph Wagner durch seine Periodizitätstheorie charakterisiert ist, d. h. er ist der Ansicht, Einkommen soll nur die Einnahmen umfassen, die sich regelmäßig wiederholen. Volkswirtschaftlich vertritt er im Sinne dieser Auffassung eine ganz bestimmte Richtung des Einkommensbegriffs,

1) Wagner, Adolph, Lehr- und Handbuch der politischen Ökonomie. 4. Hauptabteilung: Finanzwissenschaft. Leipzig 1893, C. F. Winter.

2) Wagner, Grundlegung, S. 411 ff.

3) Zeitschrift des Kgl. preuß. statist. Bureaus, 44. Jahrgang, S. 41 ff. (Wagner, Adolph, Zur Methodik der Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens, mit besonderer Berücksichtigung der Steuerstatistik. Ausgearbeitetes, erweitertes Referat in der Sitzung des Jnternationalen Statistischen Jnstituts, 1903 [September], S. 229 ff. [Wagner, Adolph].) Berlin 1904. Weitere statistische Untersuchungen über die Verteilung des Volkseinkommens in Preußen auf Grund der neueren Einkommensteuerstatistik

Digitized by Google

die von der heute für das Einkommensteuergesetz zugrunde gelegten insofern abweicht, als hier entsprechend dem Schanzschen Einkommensbegriff sämtliche Einnahmen einer Person als Einkommen gewertet werden.

Das Einkommen umfaßt nach Adolph Wagner zweierlei:

1. Diejenige Summe wirtschaftlicher Güter, welche einer Person in gewissen Perioden (üblicherweise nach Jahren berechnet) regelmäßig und daher mit der Fähigkeit der regelmäßigen Wiederholung als Reinerträge einer festen Erwerbsquelle neu als Vermögen (bzw. zum Vermögen) hinzuwachsen.

   Dieser Teil des Einkommens einer Person rührt daher aus der Wirtschaftsführung überhaupt (Unternehmung) oder aus einzelnen wirtschaftlichen Tätigkeiten (Arbeit) oder aus Eigentums- oder Forderungsrechten (insbesondere Sklaveneigentum, Grundeigentum, Kapitaleigentum, Forderungen aus Kreditgeschäften) oder aus regelmäßigen unentgeltlichen Einnahmen (Zuteilungen, Almosen, Geschenk) her.
2. Die Genüsse (Nutzungen) oder selbst nur die Genußmöglichkeiten, welche das Nutzvermögen einer Person, nach Abrechnung der dabei stattfindenden Abnutzung und Verkehrswert-Verminderung periodisch fortdauernd gestattet."[1])

Wenn er sodann vom Einkommensbegriff zu dem des Volkseinkommens vordringt, so schickt er zunächst folgende methodische Bemerkung voraus, die

1. die Schwierigkeit aufweisen soll und
2. zeigt, warum er sich gerade diesen Problemgruppen gewidmet hat.

„Bis jetzt ist es wohl richtiger, das offene Zugeständnis zu machen, daß die Statistik mit ihren gegenwärtigen Hilfsmitteln und Daten keine hinlänglich brauchbare Übersicht des Volkseinkommens und Volksvermögens, im ganzen und nach den einzelnen Bestandteilen und vollends nach deren Tauschwert, geben kann."[2]) Er unterscheidet nun in bezug auf die Feststellung des Volkseinkommens grundlegend (und diese Einteilung wird heute noch beibehalten) zwei Methoden:

1. Eine reale („objektive") Methode.
2. Eine personale („subjektive") Methode.

Er gibt zu, daß zwischen beiden liegend noch andere vermittelnde Methoden möglich sind, und bezeichnet sie als „gemischte" Methoden.

Er charakterisiert die beiden Hauptformen folgendermaßen:

1) Wagner, Grundlegung, S. 405—46.
2) Wagner, Grundlegung, S. 412.

Digitized by Google

Ad 1. Bei der realen („objektiven") Methode knüpft die Darstellung an die Wertobjekte oder an die Gütermengen an, die den Roh- und Reinertrag der Volkswirtschaft als Ganzes bilden. In der Adolph Wagner eigenen präzisen und scharf pointierten Art charakterisiert er ihren Aufbau folgendermaßen:

A) Der Rohertrag der Volkswirtschaft wird in einer Periode (einem Jahre) gebildet:
   a) Von der Gesamtheit der in dieser Zeit neu im Inlande erzeugten wirtschaftlichen Güter aller Art, wobei betont werden muß, daß auch „Dienste" usw. angezogen werden müssen.
   b) Von der Einfuhr von Gütern aus dem Auslande einschließlich von Forderungsrechten aus Kreditgeschäften, Kapitalanlagen usw. inländischer Staatsangehöriger im Auslande.
   c) Von dem mittelst Einfuhr ausländischer Güter reell bezahlten Frachterwerb der inländischen Reederei im auswärtigen Handel und Zwischenverkehr.
   d) Von den in bar und in Waren bestehenden Einfuhren des Auslandes ins Inland.
   e) Von der gleichen Einfuhr aus dem Titel unentgeltlicher Gaben, z. B. Kontributionen des Auslandes an das Inland.
   f) Vom etwaigen Wertüberschuß der im internationalen Handel erfolgenden Waren- und Geldeinfuhr aus dem Auslande über die bezügliche Ausfuhr.
   g) Vom Wertbetrage der Nutzungen des Nutzvermögens.

B) Der Reinertrag der Volkswirtschaft ergibt sich nach Adolph Wagner dadurch, daß folgende Posten vom Rohertrag abgezogen werden:
   a) Die eigentlichen oder natürlichen volkswirtschaftlichen Produktionskosten: Die Verwendungen für die Mitwirkung der Natur bei der Produktion, nicht aber die bloß einzelwirtschaftlichen Produktionskosten, welche für irgend jemand ein Einkommen bilden. (Im Gegensatz zu Rau will also Adolph Wagner „den Lebensbedarf der hervorbringenden Arbeiter und Unternehmer mit ihren Familien" zum Reinertrag der Volkswirtschaft hinzuzählen.)
   b) Die Ausfuhr von Gütern (Sachgütern, Geld) nach dem Auslande.
   c) Die Güterausfuhr als Bezahlung für Frachterwerb fremder Reederei.
   d) Bar- und Warensendungen ins Ausland, die vor allem durch den Reiseverkehr hervorgerufen werden.

Digitized by Google

e) Die Güter- und Geldausfuhr aus dem Titel unentgeltlicher, periodischer Gaben ans Ausland (Tribute; an dieser Stelle will Adolph Wagner das mitgenommene Auswanderervermögen nicht einbezogen wissen, weil es bei einer Volksvermögensbilanz, nicht bei einer Ertrags- oder Einkommensbilanz abgezogen werden muß).

f) Der etwaige Wertüberschuß der Handelsausfuhr über die Einfuhr im auswärtigen Verkehr.

g) Der Wertbetrag der Abnutzung des Nutzvermögens.

Entsprechend den vorangegangenen Bestimmungen besteht das Volkseinkommen in diesem Reinertrag der Volkswirtschaft. Es stellt also dar „die Summe des Werts aller Art wirtschaftlicher Güter, über welche ein als einheitliches Ganzes oder als Person und insofern als Subjekt seiner Volkswirtschaft gedachtes ‚Volk' periodisch regelmäßig zu Genüssen und Nutzungen in einem bestimmten Zeitraum (Jahr) verfügt, ohne Verminderung des im Anfang dieses Zeitraums vorhanden gewesenen Werts des Volksvermögens."[1])

„Das freie Volkseinkommen umfaßt nach Adolph Wagner denjenigen Teil des Volkseinkommens einer Wirtschaftsperiode, welcher nach Abzug des notwendigen Unterhaltsbedarfs der ganzen Bevölkerung übrig bleibt."[1])

Ad 2. Die personale („subjektive") Methode „erfolgt in der Weise, daß die sämtlichen Einkommen inländischer Einzelwirtschaften, aus in- wie aus ausländischem Erwerbe, summiert und von dieser Summe, um Doppelrechnung zu vermeiden, die von anderen inländischen Wirtschaften an den Staat und die übrigen öffentlichen Gemeinwirtschaften entrichteten Beiträge und Steuern in Abzug gebracht werden."[2])

„Die Summe der Wirtschaftüberschüsse aller inländischen Einzelwirtschaften am Ende einer Periode ist dann wieder identisch mit der dauernden Vermehrung des Volksvermögens."[3])

Nachdem Adolph Wagner in der angegebenen Weise die beiden Methoden scharf gegeneinander abgegrenzt und im einzelnen auf die abweichenden Auffassungen von Neumann[4]) und Robert Meyer[5]) aufmerksam gemacht hat, weist er darauf hin, daß bisher

1) Wagner, Grundlegung, S. 417.
2) Wagner, Grundlegung, S. 417—418.
3) Wagner, Grundlegung, S. 419.
4) Neumann, Fr. J., Grundlagen der Volkswirtschaftslehre, Kap. IV. Tübingen 1889. — Neumann, Fr. J., Wirtschaftliche Grundbegriffe VII: Ertrag, Einnahmen, Einkommen, Volkseinkommen und Bevölkerungseinkommen, in Schönbergs Handbuch, 3. Aufl., Bd. I, S. 169 ff.
5) Meyer, Robert, Das Wesen des Einkommens. Eine volkswirtschaftliche Untersuchung, Berlin 1887. — Meyer, Robert, Einkommen, im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, Bd. III, S. 45 ff. Jena 1892, Gustav Fischer.

Digitized by Google

das Problem praktisch noch nicht in Angriff genommen worden ist, das Volkseinkommen auf Grund vorhandener Ziffern tatsächlich zu bestimmen. Wenn er aber sagt: „. . . In dieser Hinsicht muß man sich wohl für immer in gewissem Grade resignieren"[1]), so hat er selbst zur Überwindung dieser Schwierigkeit an erster Stelle beigetragen, indem er im Jahre 1904 in der „Zeitschrift des Königlich Preußischen Statistischen Bureaus"[2]) auf streng statistischer Basis seine eigenen Ergebnisse dargestellt hat. Die Grundlage dieser Ausführungen bilden die sogenannten Leitsätze, die Adolph Wagner im September 1903 in der Sitzung des Internationalen Statistischen Instituts entwickelt hatte. Es muß dabei auffallen, daß er von vornherein darauf verzichtet, die begrifflichen Grundlagen herauszuarbeiten, d. h. er setzt

1. einen bestimmten Einkommensbegriff und
2. eine bestimmte Auffassung vom Volkseinkommen voraus.

In bezug auf den Einkommensbegriff ist die Adolph Wagnersche Stellungnahme dadurch charakterisiert, daß er die sogenannte Periodizitätstheorie vertritt, d. h. nur die regelmäßig wiederkehrenden Einnahmen werden von ihm zum Einkommen gezählt.

In bezug auf die Kategorien des Volkseinkommens und Volksvermögens schließt er sich an seine entsprechenden Ausführungen in der „Grundlegung der politischen Ökonomie" an. Daraus wiederum ergibt sich, daß seine Ausführungen und Bestimmungen zunächst in den Leitsätzen und dann in den entsprechenden Erläuterungen durchaus statistisch-technischen Charakter tragen.

Die Hauptgesichtspunkte seiner Ausführungen seien folgendermaßen charakterisiert:

Zunächst geht er davon aus, daß die statistische Ermittlung der Höhe und Verteilung des ganzen Volkseinkommens und Volksvermögens nicht vollständig zu erreichen sei, weil sich manche dazu gehörigen Elemente teils überhaupt nicht erfassen, teils nicht auf einen adäquaten Zahlenausdruck bringen lassen. Insbesondere gelte dies vom öffentlichen Besitz und den entsprechenden Nutzleistungen. Er macht darauf aufmerksam, daß eine große Reihe von Leistungen und Diensten vom Staat oder der Gemeinde zur Verfügung gestellt wird, die

1) Wagner, Grundlegung, S. 419.

2) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus, 44. Jahrg., S. 41 ff. (Wagner, Adolph, Zur Methodik der Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens mit besonderer Berücksichtigung der Steuerstatistik. Ausgearbeitetes, erweiteretes Referat in der Sitzung des Internationalen Statistischen Instituts, September 1903.) Berlin 1904. — S. 229 ff. (Wagner, Adolph, Weitere statistische Untersuchungen über die Verteilung des Volkseinkommens in Preußen auf Grund der neueren Einkommensteuer-Statistik [1892—1902].)

Digitized by Google

1. unbedingt zum Volkseinkommen und Volksvermögen gezählt werden müssen und
2. kaum meßbar, d. h. imponderabel sind.

Für die internationale Vergleichung macht er darauf aufmerksam, daß derartige Leistungen in den verschiedenen Staaten den Einwohnern in verschiedenem Maße zur Verfügung gestellt werden, und daß dementsprechend die Beurteilung des Volkseinkommens und Volksvermögens sehr verschieden sein muß. Nur da, wo der Staat selbst erwerbswirtschaftlich tätig ist, d. h. bei seinen Eisenbahnen, Domänen, Forsten, Bergwerken usw. kann von einer dem Privateinkommen und Privatvermögen adäquaten Größe gesprochen werden. Ähnlich liegt der Fall bei der Zur-Verfügung-Stellung von unentgeltlichen Diensten in bestimmten Korporationen, Stiftungen, Vereinen usw., die gewisse Personen unentgeltlich oder gegen den Wert nicht erreichende Gebühren, Nutzungswahrungen und Leistungen zuteil werden lassen, die nicht im Vermögen und Einkommen dieser Personen mitbewertet werden. Es muß auch beachtet werden, daß nicht nur die physischen, sondern auch die juristischen Personen hinsichtlich ihres Einkommens berücksichtigt werden müssen, und daß sich hierbei, wie z. B. bei den Aktiengesellschaften, die Gefahr der Doppelzählung oder wie beim reservierten Einkommen die Gefahr der Nichtberücksichtigung ergibt.

Adolph Wagner sagt sodann, daß selbst bei Berücksichtigung aller dieser Momente internationale Vergleiche und Beurteilungen aus folgenden Gründen äußerst schwierig und nahezu undurchführbar sind:

1. Die Zusammensetzung der Bevölkerung nach Altersklassen, Geschlecht und Beruf ist derartig verschieden, daß man nicht ohne weiteres das Volkseinkommen und Volksvermögen der verschiedenen Länder miteinander vergleichen kann, weil sie gewissermaßen auf ganz verschieden geartete Einheiten bezogen sind.
2. Natürliche Umstände, soziale und kulturelle Verhältnisse, Tradition und gewohnheitsmäßige Lebensweise bedingen bei den verschiedenen Völkern ein ganz verschiedenes Bedürfnismaß.
3. Die Kaufkraft des Geldes ist in den verschiedenen Ländern durchaus verschieden.

Als ganz besonders bedeutsam hebt Adolph Wagner hervor, daß es falsch wäre, Volkseinkommen und Volksvermögen etwa nur für einen bestimmten Zeitpunkt oder in längeren Perioden festzustellen, sondern daß es gerade für diese Statistik von ausschlaggebender Bedeutung sei, regelmäßig die Bewegung der Größen zu beobachten, und daß man hinsichtlich der Resultate viel weniger Gewicht auf

Digitized by Google

die absolute Höhe des Volkseinkommens und Volksvermögens, als vielmehr auf die Verfolgung der Veränderungen, die sich auf Grund bestimmter wirtschaftlicher und sozialer Verhältnisse vollziehen, legen solle. Er selbst hat später in seiner Darstellung der speziell preußischen Verhältnisse gezeigt, wie er derartige Zahlen für die Beurteilung der Einkommens- und Vermögensverhältnisse in Preußen ausgewertet wissen wollte.

Sodann macht er darauf aufmerksam, daß die Analyse der rein statistisch festgestellten Größen vor allem auf die verschiedenartige Struktur des Einkommens Wert zu legen habe, sei es auf der einen Seite nach der Art der Berufe, sei es auf der anderen hinsichtlich des Problems Agrar- oder Industriestaat. Hierbei legt er das Hauptgewicht darauf, zu zeigen, wie sich im Laufe der Zeit auf Grund von Berufs- und allgemeinen volkswirtschaftlichen Veränderungen Einkommen und Vermögen innerhalb des Volksganzen verschieben. Eine wichtige Aufgabe derartiger Feststellungen wäre es, bestimmte Entwicklungstendenzen innerhalb der betreffenden Volkswirtschaft nachzuweisen.

Praktisch handelt es sich darum, die entsprechenden Zahlen und Feststellungen auf möglichst gut fundierter Basis zu gewinnen. Er selbst betont, daß es naturgemäß eine primär-statistische Erhebung, die auf Grund einwandfreier statistischer Methoden besonders zu dem vorliegenden Zweck veranstaltet sei, die sinngemäßeste Lösung der Aufgabe darstellen würde. Aber diese Methode ist praktisch undurchführbar, weil eine derartige Aufnahme

1. bei den Wirtschaftssubjekten auf starkes Mißtrauen stoßen und aus Lässigkeit, Böswilligkeit und Unkenntnis das Material äußerst lückenhaft sein würde und
2. von privater Seite vor allem von der Wissenschaft selbst derartige Erhebungen nicht angestellt werden können.

Es ist daher unbedingt notwendig, sekundär-statistische Erhebungen aushilfsweise heranzuziehen, und nach dieser Richtung hin müssen eben die Steuerfeststellungen der entsprechenden Einkommens- und Vermögenssteuern als Grundlage dienen. Die so gewonnenen Zahlen stellen nach Adolph Wagner immer noch das relativ brauchbarste Material dar. Er macht darauf aufmerksam, daß man auch Wohnungs-, Miet-, Ertragssteuern usw. mit heranziehen kann, daß aber im Grunde genommen nur Einkommens- und Vermögenssteuern ein relativ vollkommenes Material bieten. Die Schwierigkeiten sind trotzdem unverkennbar, denn

1. sind die Angaben zu einem erheblichen Teil stark dezimiert und
2. muß berücksichtigt werden, daß manche Einkommen und Vermögen schon deswegen nicht erfaßt werden, weil sie von der Einkommens- und Vermögenssteuer befreit sind.

Digitized by Google

Es ist erforderlich, in einer Statistik, die Vollständigkeit anstrebt, entsprechende Ergänzungen vorzunehmen. Im allgemeinen kann man sagen, daß die durch die Steuern ermittelten Einkommen und Vermögen nur Minima darstellen, daß aber das Zurückbleiben hinter der Wirklichkeit in den verschiedenen Einkommens- und Vermögensgruppen sehr verschieden ist. Er wendet sich dementsprechend gegen den Versuch, den Ausgleich dadurch zu bewirken, daß bestimmte prozentuale Zuschläge gemacht werden.

Erläuternd und ergänzend fügt er folgende Besonderheiten hinzu: Zunächst macht er der bisherigen statistischen Behandlung des Problems den Vorwurf, daß sie

1. viel zu schematisch und oberflächlich verfahren und
2. sich nicht der Tatsache bewußt geworden sei, daß in dem Problem der Feststellung des Volkseinkommens und Volksvermögens wichtige volkswirtschaftliche und soziale Probleme enthalten sind.

Er erinnert dabei an seine Lieblingsthese, daß es weniger darauf ankomme, die absolute Höhe des Volkseinkommens und Volksvermögens, als vielmehr die volkswirtschaftliche Differenziertheit und soziale Verteilung des Volkseinkommens und Volksvermögens festzustellen. Dabei erweist es sich als außerordentlich wichtig, daß die Statistik sich ihre begrifflichen Grundlagen hinsichtlich dieser Probleme aus der Nationalökonomie holt, so daß also Adolph Wagner verlangt, z. B. die Begriffe Einkommen und Vermögen von der Nationalökonomie her zu klären, ehe sie die Statistik übernimmt.

Sodann macht er nachdrücklich auf zwei Schwierigkeiten aufmerksam:

1. Es sollen nicht nur materielle, sondern auch immaterielle Güter, nicht nur Sachgüter, sondern auch persönliche Dienstleistungen mit erfaßt werden. Aber hierbei zeigt sich die Schwierigkeit, daß sehr schwer nach dieser Richtung hin die Grenze zu ziehen sei und der Statistik eine Aufgabe gestellt ist, der sie kaum gewachsen sein kann.
2. Das Staatsvermögen sowie das der öffentlichen Körperschaften und Verbände überhaupt muß einbezogen werden. Jedoch ist es ungemein schwer, rein kalkulatorisch diese Posten einzubeziehen, vor allem z. B. wenn es sich um unentgeltliche Benutzung, wie etwa beim Straßenwesen eines Landes handelt. Nach dieser Richtung hin würde in bezug auf die finanziellen Gesichtspunkte entscheidend sein, welches der leitenden Finanzprinzipien des Staates im einzelnen zur Anwendung kommt. Daraus ergibt sich, daß die Einbeziehung des Staatsvermögens letzten Endes sehr problematisch ist.

Digitized by Google

Da es sich bei der Feststellung von Volkseinkommen und Volksvermögen darum handelt, die Summe der Privateinkommen und Privatvermögen zusammenzustellen, so muß eine bestimmte Kategorie der Bevölkerung zugrunde gelegt werden: Adolph Wagner nimmt in diesem Sinne die Wohnbevölkerung mit gewissen sich notwendig machenden Einschränkungen an. Die statistischen Ergebnisse dieser Art stellen nur Annäherungswerte dar und dokumentieren nach Adolph Wagner nicht die Unbrauchbarkeit und Wertlosigkeit, sondern höchstens die bedingte Brauchbarkeit. Vorwürfe über die Ungenauigkeit treffen daher auch nicht die statistische Methode, sondern höchstens Schwierigkeiten, die im Objekt liegen.

Die Resultate werden naturgemäß auf eine quantitative Einheit reduziert, nämlich auf den Geldwert. Die Schwierigkeit liegt aber darin, daß hierdurch nur eine statistisch-rechnerische Größe gewonnen ist, welche die dynamischen Vorgänge der Volkswirtschaft nicht widerspiegelt.

Adolph Wagner weist darauf hin, daß z. B. die Berechnung des Durchschnittseinkommens pro Kopf der Bevölkerung in einem Lande ein höchst fragliches Resultat sei, weil dieses Ergebnis wesentlich von dem Altersaufbau der betreffenden Bevölkerung abhängig ist, und daß z. B. ein Volk mit viel Kindern notgedrungen stets kleinere Summen aufweisen muß, daß sich aber darin die eigentliche Dynamik, Größe und Kraft des Reichtums eines Volkes nur sehr wenig sinngemäß offenbaren.

Es ist sodann nicht möglich, die in den verschiedenen Ländern gewonnenen Resultate zueinander in Beziehung zu setzen, weil die Kaufkraft des Geldes in den verschiedenen Ländern durchaus verschieden ist, und hier ergibt sich ein Gestrüpp von Schwierigkeiten, das kaum zu bewältigen ist.

Auch hinsichtlich der verschiedenartigen Größen des Einkommens der sozialen Klassen betont Adolph Wagner, daß eine Beurteilung hinsichtlich der Senkung oder Hebung des Wohlstandsniveaus deswegen so schwierig sei, weil

1. oft nicht festgestellt werden kann, ob es sich um eine allgemeine oder in diesem Falle besondere Hebung handelt, und
2. zu gleicher Zeit oft eine Verteuerung bestimmter Posten der Lebenshaltung eingetreten ist.

Die methodische Tendenz aller dieser Betrachtungen Adolph Wagners liegt darin, daß er auch bei einer rein statistischen Untersuchung die volkswirtschaftlichen Bedingungen und Voraussetzungen mit berücksichtigt wissen will, da ihre prinzipielle Analyse uns erst auf eine sinngemäße Interpretation der statistischen Ergebnisse führen kann.

Was die Auswertung für die relative Beurteilung der verschiedenen Einkommensteile eines Volkes anlangt, so muß Adolph Wag-

Digitized by Google

ner hier der subjektiv-personalen Methode den Vorzug gegenüber der objektiv-realen geben, denn die Verschiebungen der Verteilung von Einkommen und Vermögen sind nur vor allem hinsichtlich ihrer Dynamik aus der subjektiv-personalen Methode zu gewinnen. Das Ideal der Erfassung stelle nach Adolph Wagner die Einkommens- und Vermögenserfassung dar, die, losgelöst von allen fiskalisch-steuerlichen Gesichtspunkten, nur um des statistischen Zweckes willen veranstaltet würde.

Trotz aller Mängel und Bedenken muß aber nach Adolph Wagner zugegeben werden, daß unter obwaltenden Umständen die Benutzung der steuerstatistischen Daten allein eine relativ brauchbare Grundlage bildet.

Es würde sich also im besonderen darum handeln, die Steuer namhaft zu machen, die für eine derartige Erfassung in Frage komme. Nachdem Adolph Wagner in etwas umständlicher, aber klarer Weise die indirekten Steuern, Ertragssteuern und schließlich am ausführlichsten die Erbschaftssteuern als Fundament abgelehnt hat, bezeichnet er die Einkommens- und Vermögenssteuer als die einzige, die in einfachster Form die entsprechenden Resultate ergäbe.

Wenn er auch sehr wohl weiß, welche schwerwiegenden Nachteile letzten Endes eine Benutzung des steuerlichen Materials darstellt, so verweist er doch darauf, daß

1. zweifelsohne kein besseres Material zur Verfügung stehe, und
2. es weniger auf das tatsächliche Material im einzelnen ankomme, als vielmehr auf die Veränderungen die sich von Jahr zu Jahr vollziehen, welchen Zweck das amtliche Material erfüllen könne.

Er behauptet vor allem, daß die neueren deutschen Einkommens- und Vermögenssteuern (die preußischen seit der Miquelschen Reform 1891) ganz besonders gut wegen ihrer prinzipiellen Scheidung von Einkommen und Vermögen geeignet seien. Allerdings muß man berücksichtigen, daß Adolph Wagner naturgemäß entsprechend seiner eigenen wissenschaftlichen Stellungnahme die Auffassung dieser Steuergesetze in bezug auf den Einkommens- und Vermögensbegriff billigt. Vornehmlich betont er den streng personalen Charakter der zugrunde liegenden Auffassung, der in wohltuendem Gegensatz zu der britischen Art der Besteuerung stehe, die sich vielmehr an den Ertragskategorien orientiere, d. h. mehr objektiven Charakter trage.

Die Hauptmängel auch der modernen, z. B. preußischen Regelung erblickt er in folgenden Punkten:

1. Infolge der Befreiung des Existenzminimums von der Steuer bleiben weite Kreise steuerfrei.

Digitized by Google

2. Nicht alle Arten von Einkommen und Vermögen werden oder zum mindesten werden nicht vollständig erfaßt.
3. Es ist nicht immer klar, was überhaupt als Einkommen anzusprechen ist. Es muß auch beachtet werden, daß der Einkommensbegriff der verschiedenen Steuergesetze verschieden ist.
4. Das Veranlagungsverfahren ist in den verschiedenen Ländern verschieden.
5. Selbst bei einem gesetzlich tadellos geregelten Veranlagungsverfahren ergeben sich stets praktische Schwierigkeiten, die eine vollständige Erfassung verhindern. Daraus ergibt sich dann auch, daß bei internationalen Vergleichen die verschiedenen Resultate nicht auf gleicher Höhe hinsichtlich ihrer wissenschaftlichen Brauchbarkeit stehen.

Trotz aller dieser Schwierigkeiten bleibt Adolph Wagner bei seiner These, daß das steuerstatistische Material bei seinen absoluten Mängeln doch relativ die beste Grundlage für derartige Feststellungen bilde.

Adolph Wagner will nun an dem konkreten preußischen Material zeigen, wie sich die von ihm angegebenen methodischen Gesichtspunkte hier an einem konkreten Beispiel bewähren. Dabei will er auf die Entwicklung der Größenverhältnisse der Einkommen sein Hauptaugenmerk richten, d. h. also das Hinwachsen der verschiedenen Schichten der Bevölkerung im Laufe der Jahre verfolgen. Der Teil, der die Geschichte der preußischen Klassensteuer bringt, dürfte höchstens noch historisches Interesse hinsichtlich der Entwicklung der verschiedenen Steuerarten und der Klasseneinteilung in Preußen bieten. Dagegen erscheint von prinzipieller Bedeutung, wie er die Entwicklung der Einkommens- und Vermögensbildung beurteilt. Hier liegen im einzelnen wiederum starke methodische Schwierigkeiten insofern vor, als man bei einer derartig großen Spanne, wie Adolph Wagner sie annimmt, beispielsweise die ersten Jahrzehnte des neunzehnten Jahrhunderts, kaum noch streng objektiv hinsichtlich ihrer Einkommensentwicklung beurteilen kann. Das Resultat, das sich naturgemäß in erster Linie auf die Entwicklung seit 1851, d.h. seit Einführung der klassifizierten Einkommensteuer, bezieht, faßt Adolph Wagner folgendermaßen zusammen: „Das Ergebnis im ganzen ist daher: bei unzweifelhaft allgemein gestiegenem Wohlstande (höherem Einkommen) im Volke, jedenfalls in dem immer größer gewordenen steuerpflichtigen Teile desselben (mit über 900 M. Einkommen des Zensiten) — eine Zunahme, die selbst schon ein günstiges Symptom ist — hat zwar jede Gruppe auf die Dauer ihre Zensitenzahl stark vermehrt, durchweg erheblich stärker als der allgemeinen Volkszunahme entspricht. Aber

Digitized by Google

diese Vermehrung ist am schwächsten beim unteren und mittleren Mittelstande, etwas stärker beim obersten Unterstande, am stärksten jedoch, und zwar zunehmend mit steigendem Einkommen von Gruppe zu Gruppe, beim obersten Mittel- und vollends beim ganzen Oberstande.

Daraus folgt der Schluß, daß die moderne wirtschaftliche Entwicklung, welche bei uns in der hier benutzten Steuerstatistik sich deutlich abspiegelt, allerdings dem gesamten Volke in Einkommenerhöhung und jeder ökonomisch-sozialen Klasse in Steigerung ihrer Mitgliederzahl zu gute gekommen ist, aber doch in stark ungleichem Maße, am meisten den reicheren, dann der unteren Klasse, am wenigsten den mittleren; daß demnach auch die soziale Klassendifferenz, soweit sie auf Größe des Einkommens beruht, sich vergrößert hat: es gibt mehr und besser situierte Arbeiter und ihnen ähnlich stehende Bevölkerungselemente als früher, aber noch weit mehr und über viel höheres Einkommen verfügende gut und sehr gut situierte, auch wirklich (wenigstens nach der Einkommenshöhe berechnet) reiche Leute als ehedem bei uns, in der Tat eine auch quantitativ nach Zahl ihrer Mitglieder wichtiger gewordene obere und oberste Gesellschaftsschicht, eine neue „ökonomische Aristokratie." [1])

Diese Stellungnahme Adolph Wagners, die auf rein statistischen Untersuchungen beruht, entbehrt trotzdem nicht einer stark subjektiven Färbung, und zwar insofern, als er auf Grund kathedersozialistischer Meinungen dazu neigt, die Entwicklung etwa in dem Sinne zu beurteilen, daß

1. der Mittelstand immer schwächer und
2. die Spannung zwischen arm und reich immer größer wird.

Er betont vor allem scharf und deutlich, daß der Hauptertrag der Volkswirtschaft den reicheren Schichten zugute komme.

Adolph Wagner hat in dem zweiten Teil [2]) seiner Abhandlung für die Jahre 1892—1902 das preußische Material für die Einkommensteuer-Statistik gesondert behandelt, und zwar deswegen,

1. weil für diese Zeit (man denke an die Miquelsche Steuerreform 1891) das relativ beste Material vorliegt, und
2. weil er seine Ansichten auch für diese Periode nochmals erhärten wollte.

Er gibt ohne weiteres zu, daß diese Periode durch eine allgemeine

1) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus, 44. Jahrg., S. 86. Berlin 1904.

2) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus, 44. Jahrg., Berlin 1904, S. 229ff.: Wagner, Adolph, Weitere statistische Untersuchungen über die Verteilung des Volkseinkommens in Preußen auf Grund der neueren Einkommensteuer-Statistik (1892—1902).

Digitized by Google

Zunahme der steuerpflichtigen Bevölkerung und eine allgemeine Hebung der Einkommensverhältnisse auch der unteren Klassen gekennzeichnet ist, aber er sucht dieses Argument sofort dadurch abzuschwächen, daß er den Hauptgrund in einer sorgfältigeren und verschärfteren Veranlagungsmethode erblickt. Er betont, daß insbesondere das Jahr 1896 einen starken Einschnitt zugunsten der Erhöhung bildet. Er muß auf Grund des vorhandenen Materials ohne weiteres zugeben, daß sich unzweifelhaft eine wesentliche Verbesserung in den Einkommensverhältnissen und damit jedenfalls einigermaßen in der wirtschaftlichen Lage des ganzen Volkes vollzogen hat. Aber er bleibt bei dem Resultat, daß die großen Zensiten ihre Lage relativ am meisten verbessert haben. Er ist also der Ansicht, daß auch in der Aufschwungsperiode von 1896 bis 1902 sich die wirtschaftliche Lage und damit das Einkommen stärker zu gunsten der besitzenden Klasse „der Oberzensiten" verschoben hat. Mit besonderem Nachdruck verweist er immer wieder darauf, daß demgegenüber der ökonomische Mittelstand zurückgeblieben ist (sowohl Adolph Wagner als auch Gustav Schmoller[1]) charakterisieren den ökonomischen Mittelstand entsprechend ihrem steuerlichen Ausgangspunkt durch die mittlere Einkommenshöhe).

Er faßt seine Untersuchungen folgendermaßen zusammen: „Es beweist nämlich folgende wichtige Tatsache: trotz einzelner sehr hoher Einkommen, wie sie die moderne industrielle Entwicklung hier und da hat erreichen lassen (Rheinland) und wie solche Fälle dann natürlich auch das Durchschnittseinkommen der Schicht, bei denen sie eingerechnet werden, erhöhen, beruht doch das ökonomische Schwergewicht des Oberstandes überhaupt und des obersten speziell, welches sich in der relativ hohen Quote des Einkommens dieses Standes und dieser obersten Schicht davon vom ganzen steuerpflichtigen und selbst vom gesamten Volkseinkommen und in der Zunahme dieser Quote zeigt, nur in geringem Maße auf dieser Konzentration absolut besonders hoher Einkommen in ganz wenigen Händen, vielmehr in bei weitem höheren Maße in der Zunahme der absoluten Anzahl von Zensiten, welche zu einem sie in den Oberstand und in dessen mittlere und obere Schicht einreihenden Einkommen gelangen. Das ist auch für die Beurteilung der sozialen Klassenbewegung, welche mit dieser Einkommensentwicklung in Verbindung steht, so wichtig: nicht, daß Einzelne, Großindustrielle, Bankiers, Spekulanten ein Einkommen von früher nicht gekannter Höhe erreichen, ist das

1) Vgl. Schmoller, Gustav, Vortrag auf dem evangelisch-sozialen Kongreß, Leipzig 1897.

Digitized by Google

eigentlich Charakteristische in der Signatur der Zeit, das kommt dafür nur nebenbei in Betracht. Viel wichtiger ist für diese Signatur, daß eine ganze relativ auch der absoluten Anzahl ihrer Angehörigen nach nicht mehr so geringfügige neue oberste ökonomische Klassenschicht auf Grund großen Einkommens sich entwickelt, eben die neue ökonomische Aristokratie der Gegenwart, und daß diese Schicht über einen relativ bedeutenden und zunehmenden Anteil des Volkseinkommens verfügt."[1])

Allerdings will er diese Resultate nicht etwa in rein sozialistischem Sinne derart ausgebildet wissen, daß behauptet wird, einige wenige Große vereinigten in sich die Hauptmasse des Einkommens und Vermögens, sondern er meint, seine Ergebnisse im Sinne einer neuen wirtschaftlichen Aristokratisierung, daß nämlich eine der Zahl nach stark wachsende, freilich absolut und relativ betrachtet, doch immer nur kleine Volksschicht eine neue ökonomische Aristokratie auf der Grundlage moderner privatkapitalistischer Wirtschaft bildet. Er behauptet, daß diese Tendenz sich besonders stark in einer wirtschaftlichen Aufschwungsperiode vollziehe, daß dagegen in Stagnations- oder „Abschwungs"-Perioden eher eine Stärkung der mittleren oder kleineren Einkommen erfolgt. Darin liegt eine sozialpolitisch bemerkenswerte Ausgleichung, die auch wieder den Charakter einer Art Tendenz zeigt.

Im einzelnen führt er in sehr detaillierter Weise aus, wie verschieden sich die Einkommens- und Vermögensverschiebungen innerhalb des preußischen Staates in den verschiedenen Landesteilen vollzogen haben, wobei der starke Gegensatz zwischen West und Ost ins Auge fällt.

3. Die kleineren statistischen Spezialabhandlungen.

Wenn man die übrigen Schriften Adolph Wagners auf ihren statistischen Inhalt hin analysiert, so muß von vornherein betont werden, daß die statistischen Abschnitte sowohl in der „Finanzwissenschaft"[2]) als auch in den nationalökonomischen Schriften und die statistischen Bemerkungen in kleineren Einzelschriften im Zusammenhang der vorliegenden Arbeit nicht berücksichtigt zu werden brauchen, weil hier von Adolph Wagner konkretes statistisches Material in formgerechter Weise dargestellt wird, das uns aber hinsichtlich seiner methodischen Stellungnahme und vor

1) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus, 44. Jahrg., S. 253. Berlin 1904.

2) Wagner, Adolph, Lehr- und Handbuch der politischen Ökonomie. 4. Hauptabteilung. Finanzwissenschaft. 3. Aufl. Leipzig, C. F. Winter. 1883.

Digitized by Google

allem seiner theoretischen Einstellung methodisch nichts Neues bieten kann.

Es wäre höchstens zu erwähnen, daß seine Finanzstatistiken[1]), z. B. seine Zusammenstellungen über die preußischen Steuergesetze und Finanzverhältnisse eine wichtige historische Quelle darstellen, worin wir von neuem den Meister peinlicher und gewissenhafter wissenschaftlicher Arbeit zu erblicken haben.

Auch in der „Theoretischen Sozialökonomik" finden sich keine erwähnenswerten theoretisch-methodisch-statistischen Gesichtspunkte.

Dagegen hat sich Adolph Wagner in der Zeitschrift des Königlich Preußischen Statistischen Bureaus[2]) in einer besonderen Abhandlung „Zur Statistik und zur Frage der Einrichtung des nationalökonomischen und statistischen Unterrichts an den deutschen Universitäten" geäußert, die sich ihrem inneren Sinne nach in zwei Abschnitte gliedert:

In dem ersten gibt er auf streng statistischer Basis einen Überblick über die statistischen Professuren, die statistischen Seminare, die statistischen Übungen und die Teilnehmer an denselben. Das Ergebnis faßt er dahin zusammen, daß die Statistik als Universitäts-Wissenschaft und insbesondere die statistischen Übungen noch sehr wenig ausgebaut sind. An einer ganzen Reihe von Universitäten sei die Statistik überhaupt nicht vertreten und an vielen anderen mit der Nationalökonomie kombiniert. Im Vergleich zur Nationalökonomie müsse die Statistik fast überall zurücktreten.

Im zweiten Abschnitt zieht Adolph Wagner die entsprechenden Nutzanwendungen, indem er die Forderung stellt, die Statistik solle an den deutschen Universitäten als Sonderdisziplin eingeführt und die statistischen Übungen weiter ausgebaut werden. Er weist darauf hin, daß z. B. von v. Gierke behauptet worden sei, die Statistik könne kein Unterrichtsfach bilden, und sucht dies treffend dadurch zu widerlegen, daß er entgegnet, sie könne dies nur dann nicht, wenn man unter Statistik eine mehr oder weniger große Sammlung von positiven Zahlen verstehe, während doch der eigentliche Sinn einer statistischen Prüfung dahin gehen müsse, Theorie und Methodik in den Vordergrund zu stellen.

Zum Schluß sucht er in umfangreicher Weise mit spezieller Berücksichtigung der französischen Verhältnisse zu begründen, daß

---

1) Wagner, Adolph, Lehr- und Handbuch der politischen Ökonomie, 4. Hauptabteilung. Finanzwissenschaft, 4. Teil: Spezielle Steuerlehre. Die deutsche Besteuerung des 19. Jahrhunderts (Staats-, Kommunal- und Reichsbesteuerung), S. 49 ff., 84 ff. usw. Leipzig 1901, C. F. Winter.

2) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus. 17. Jahrg., S. 127 ff. Berlin 1877.

Digitized by Google

sowohl Nationalökonomie als auch Statistik für das juristische Studium von grundlegender Bedeutung sind, da man den Sinn der Jurisprudenz nicht allein darin zu suchen habe, die geltenden Gesetze als positive Gegebenheiten hinzunehmen, sondern auch den wirtschaftlichen und gesellschaftlichen Sinn der Institutionen zu erfassen. Dazu sei eine grundlegende Belehrung durch Nationalökonomie und Statistik notwendig.

Entsprechend seinem Gründlichkeitsdrange entwirft er sogar einen nach seiner Ansicht für das Studium der Statistik erforderlichen Zyklus von statistischen Kollegien, der heute aber nur noch historisches Interesse in Anspruch nehmen kann:

„I. Größere Privatvorlesungen.
1. Geschichte, Theorie und Technik der Statistik 3—4 Stunden.
2. Bevölkerungsstatistik 3—4 Stunden.
3. Allgemeine volkswirtschaftliche Statistik 3—5 Stunden.
4. Eventuell: Staatskunde der Kulturstaaten 3—4 Stunden.

II. Kleinere, spezielle Vorlesungen, z. T. Publica, alle 1—2, evtl. 3 Stunden.
5. Mathematische Statistik.
6. Moralstatistik (mit Rücksicht auf die philosophische Seite [Willensfreiheit, Gesetzmäßigkeit]).
7. Spezielle wirtschaftsstatistische Kollegs, besonders über Verkehrs-, Agrar-, Gewerbe-, Handels-, Geld- und Bank-, Versicherungs-, Finanzstatistik, — vergleichend und über Hauptländer speziell, am besten in Verbindung mit bezüglichen Spezialkollegs über die volkswirtschaftspolitische Seite dieser Angelegenheiten.
8. Eventuell: Politische Arithmetik.

III. Übungen 1—2 Stunden.
9. In der Theorie, Technik und mathematischen Statistik, soweit möglich, in Verbindung mit statistischen Bureaus.
10. In Gebieten der praktischen Statistik.“ [1])

Von Belang erscheint ferner Adolph Wagners Abhandlung „Über eine Aufgabe der Statistik der Preise“, die 1887 im Bulletin de l'institut international de statistique [2]) erschienen ist. Die einleitenden Bemerkungen zeigen den Meister der geldtheoretischen Analyse. Er weist darauf hin, daß es wissenschaftlich von großem Interesse sein muß, vor allem in Zeiten der Papiergeldinflation durch eine sorgfältige Statistik der Preise und Preisbewegungen festzustellen, in welchem Maße sich die Preise

1) Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus. 17. Jahrg., S. 144. Berlin 1877.

2) Bulletin de l'institut international de statistique, tome II. Deuxième livraison. Année 1887, S. 1 ff. Rome 1887, Imprimerie Heritiers Botta.

Digitized by Google

entsprechend der Erweiterung der Geldmengen ändern. Er ist der Ansicht, daß hier eine Statistik der Preise die Aufgabe hat,

1. als Kontrolle und Verifikationsverfahren für die deduktiv gewonnenen Lehrsätze zu dienen und
2. von sich aus auf streng induktivem Wege Gesichtspunkte für die Beurteilung der Zusammenhänge an die Hand zu geben und so von sich aus Kausalzusammenhänge aufzudecken.

Über mehrere Methoden der Preisstatistik äußert sich Adolph Wagner allerdings nicht. Als Leitsatz könne höchstens folgender dienen: „Hier kommt es nun besonders auf möglichst viele Gattungen von Artikeln und viele einzelne Artikel an, welche in ihren Preisgestaltungen an möglichst vielen Orten nebeneinander und in möglichst kleinen Zeitabschnitten nacheinander verfolgt werden."[1])

Die sonstigen kleineren und kleinsten Artikel, sei es rein statistischen Inhalts, wie z. B. „Beiträge zur Finanzstatistik des Schulwesens der (russischen) Ostseegouvernements Livland, Kurland und Estland"[2]), sei es nationalökonomischen mit statistischen Untermischungen, können in diesem Zusammenhange kein weiteres Interesse beanspruchen, weil das Material

1. heute rein historisch geworden und oft nur von lokaler Bedeutung ist und
2. keine methodisch-wissenschaftlichen Gesichtspunkte aufweist.

---

1) Bulletin de l'institut international de statistique, tome II. Deuxième livraison. Année 1887, S. 6. Rome 1887, Imprimerie Heretiers Botta.

2) Wagner, Adolph, Beiträge zur Finanzstatistik des Schulwesens der (russischen) Ostseegouvernements Livland, Kurland und Estland. Dorpat 1866, C. Matthiesen.

Digitized by Google

Zusammenfassende Betrachtung.

Ein zusammenfassendes Urteil über das statistische Lebenswerk Adolph Wagners muß von vornherein berücksichtigen, daß er nicht allein Statistiker von Beruf und weniger materiell statistisch tätig gewesen ist, als vielmehr sich vornehmlich mit prinzipiellen methodischen Gesichtspunkten beschäftigt hat.

Die Anfänge der Entwicklung fallen mit der Entwicklung der Statistik als selbständiger Wissenschaft in Deutschland zusammen und zeigen, in wie starkem Maße er an der Fundierung der Statistik im Quételetschen Sinne Anteil genommen hat. Wenn auch in der vorliegenden Arbeit die mannigfachen Einseitigkeiten, die in seinem Hauptwerk über „Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik" zutage traten, hervorgehoben wurden, so muß doch anerkannt werden, wie prinzipiell und wissenschaftlich präzise er die Probleme in Angriff nahm.

Als ein Meisterstück synthetischer Darstellung erschien der Artikel „Statistik" im Bluntschli-Braterschen Deutschen Staatswörterbuch, der naturgemäß weniger wegen seiner neuen Einsichten die Aufmerksamkeit auf sich lenkt, sondern gewissermaßen redaktionell und stilistisch die beste Zusammenfassung dessen darstellt, was man damals unter Statistik verstand.

Als Adolph Wagner 1870 nach Berlin berufen worden war, trat zunächst, und zwar in ziemlich abgebrochener Weise eine Stagnation seines statistischen Schaffens ein, denn er wandte sich anfangs ausschließlich nationalökonomischen und finanzwissenschaftlichen Studien zu, aber sowohl seine berühmte „Grundlegung der politischen Ökonomie" als auch seine „Finanzwissenschaft" zeigen deutlich, welch starken Einschlag das statistische Denken und die statistische Weiterarbeit bei Adolph Wagner besaßen. Vor allem hat die vorliegende Arbeit die statistischen Abschnitte in der „Grundlegung" in ihrer Bedeutung für das statistische Problem bei Adolph Wagner herauszuarbeiten gesucht. Auch hier konnte wiederum festgestellt werden, daß er sich in erster Linie den prinzipiellen Fragen, in denen Nationalökonomie und Statistik sich berühren, zuwandte.

Abgesehen von kleineren unbedeutenden Schriften statistischen Inhalts stellt Adolph Wagners Statistik des Volkseinkommens

Digitized by Google

und Volksvermögens einen Beweis dafür dar, daß er seine statistischen Studien nicht nur nicht aufgegeben hatte, sondern immer noch imstande sei, auch auf diesem Gebiete einen klassischen Beitrag zu liefern.

Soll man zum Schluß zusammenfassend charakteristische Züge über Adolph Wagners statistische Tätigkeit und seinen Charakter als statistischer Denker herausarbeiten, so könnte man etwa folgende Gesichtspunkte geltend machen:

Der Artikel „Statistik" ist ein Zeugnis für die großzügige, enzyklopädische Art, in der Adolph Wagner eine ihm gestellte Aufgabe löst; denn wenn man bedenkt, daß es sich im Grunde genommen um einen Artikel für ein Staatswörterbuch handelt, so ist man erstaunt darüber, mit welcher Gründlichkeit, Sorgfalt und in wie restlos erschöpfender Weise er die an und für sich bescheidene Aufgabe gelöst hat.

Die „Gesetzmäßigkeit" beweist, wie energisch und zielbewußt er auf das eigentliche Kernproblem lossteuert und wie er unter Berücksichtigung aller Probleme das Thema nach allen Seiten beleuchtet, wenn auch naturgemäß die Abhängigkeit Adolph Wagners von Quételet gerade in diesem Artikel sehr stark hervortreten muß.

Die spezifische Denkweise Adolph Wagners könnte wohl dahingehend charakterisiert werden, daß er gerade im Gegensatz zu anderen nationalökonomischen und statistischen Denkern.

1. wie kein anderer den Begriff klar und präzis herausarbeitet,
2. überall auf logische Verknüpfung und innere Einheitlichkeit der Gedankengänge Wert legt und
3. sowohl in der Verwertung des statistischen Materials als auch in der Berücksichtigung der gegebenen Problemlagen ein Höchstmaß von intellektueller Gewissenhaftigkeit und wissenschaftlicher Disziplliniertheit zeigt.

Will man die Bedeutung der statistischen Arbeiten Adolph Wagners für die Statistik als Wissenschaft ermessen, so beruht sie vornehmlich auf seinem als klassisch zu bezeichnenden Werk über die „Gesetzmäßigkeit", seinem oft erwähnten Artikel „Statistik" und seiner Darstellung der Methoden zur Feststellung des Volkseinkommens und Volksvermögens.

Alles Menschenwerk trägt den Stempel dessen, der es geschaffen hat. Selbst in die objektivsten, wissenschaftlich nüchternen Arbeiten hinein rettet sich immer noch ein letzter Rest von dem, was wir Persönlichkeit des Verfassers nennen. In diesem Sinne kann man sagen, daß Adolph Wagner in seinen Arbeiten eine seltene Bändigung wissenschaftlicher Kräfte, Lebendigkeit im Ausdruck, tiefe Begeisterung für die Probleme und rücksichtslose Offenheit und Ehrlichkeit widerspiegelt.

Digitized by Google

Literaturverzeichnis.

Allgemeine Deutsche Biographie. XL. Bd., S. 573ff. Pagel, Rudolf Wagner. Leipzig 1896, Duncker & Humblot.

Becher, Erich, Geisteswissenschaften und Naturwissenschaften. München 1921, Duncker & Humblot.

Bluntschli-Brater, Deutsches Staatswörterbuch. X. Bd., S. 152ff.: Bluntschli, Staatswissenschaft. S. 400ff.: Wagner, Adolph, Statistik. Stuttgart und Leipzig 1867.

Büchner, Ludwig, Kraft und Stoff oder Grundzüge der natürlichen Weltordnung. Frankfurt 1855.

Buckle, Henry Thomas, Geschichte der Zivilisation in England. Deutsch von Arnold Ruge. Siebente rechtmäßige Auflage. 2 Bde. Leipzig, C. F. Winter.

Bulletin de l'institut international de statistique. S. 1ff.: Wagner, Adolph, Über eine Aufgabe der Statistik der Preise. Rom 1887, Eredi Botta.

Die Entwicklung der deutschen Volkswirtschaftslehre im neunzehnten Jahrhundert. Gustav Schmoller zur siebenzigsten Wiederkehr seines Geburtstages dargebracht. 2. Teil, XXXVII. Seibt, Gustav, Statistik. Leipzig 1908, Duncker & Humblot.

Drobisch, Moritz Wilhelm, Die moralische Statistik und die menschliche Willensfreiheit. Leipzig 1867, Leopold Voß.

D'Espine, Marc, Essai analyt. et crit. de statistique mort. comparée etc. Genf, Neuchâtel, Paris 1858.

Festgaben für Adolph Wagner zur siebenzigsten Wiederkehr seines Geburtstages dargebracht. Leipzig 1905, C. F. Winter.

Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 3. Aufl. Jena 1909, Gustav Fischer. III. Bd., S. 656ff.: Meyer, Robert, Einkommen. 3. Aufl., Jena 1911, Gustav Fischer. VIII. Bd., S. 529ff.: „Adolph Heinrich Gotthilf Wagner".

Helfferich, Karl, Deutschlands Volkswohlstand 1888—1913, 3. Aufl. Berlin 1914, Georg Stilke.

Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft im Deutschen Reich, hrsg. von Gustav Schmoller. 29. Jahrg. 2. Heft. S. 411ff.: Sering, M., und Schmoller, Gustav, Zum 70. Geburtstag von Adolph Wagner (zwei Ansprachen). Leipzig 1905, Duncker & Humblot.

Kleinwächter, Friedrich, Das Einkommen und seine Verteilung. Leipzig 1896, C. L. Hirschfeld.

Knies, Karl Gustav Adolph, Die Statistik als selbständige Wissenschaft. Kassel 1850.

Kürten, O., Statistik des Selbstmordes im Königreich Sachsen. Leipzig und Berlin 1913, B. G. Teubner.

Liebmann, Otto, Kant und die Epigonen. Stuttgart 1865.

Digitized by Google

Lotze, Hermann, Mikrokosmos, Ideen zur Naturgeschichte und Geschichte der Menschheit, Bd. 1—3. Leipzig 1923, Felix Meiner.

v. Mayr, Georg, Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Bd., zweite, umgearbeitete und vermehrte Auflage, 1914. 2. Bd., zweite, umgearbeitete und vermehrte Auflage, 1922. 3. Bd. 1917. Tübingen, J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).

Meitzen, August, Geschichte, Theorie und Technik der Statistik. Berlin 1886, Wilhelm Hertz.

Meyer, Robert, Das Wesen des Einkommens. Eine volkswirtschaftliche Untersuchung. Berlin 1887, Wilhelm Hertz.

Mill, John Stuart, System der deduktiven und induktiven Logik. Ins Deutsche übertragen von I. Schiel. 4. Aufl., 1. und 2. Teil. Braunschweig 1877, Friedrich Vieweg & Sohn.

v. Mohl, Robert, Enzyklopädie der Staatswissenschaften. Zweite, umgearbeitete Auflage. Tübingen 1872, H. Laupp.

Neumann, Friedrich Julius, Grundlagen der Volkswirtschaftslehre. Tübingen 1889, H. Laupp.

Puslowski, Leon, Das Kgl. Preußische Statistische Bureau und seine Dependentien, Geschichte, Organisation und Verwaltung. Berlin 1872, Puttkammer & Mühlbrecht.

Quételet, Adolphe, Sur l'homme et le développement de ses facultés, ou essai de physique sociale. 1835.

Quételet, Adolphe, Über den Menschen und die Entwicklung seiner Fähigkeiten, oder Versuch einer Physik der Gesellschaft. Deutsche Ausgabe von V. A. Riecke. Stuttgart 1838, E. Schweizerbart.

Rickert, Heinrich, Kulturwissenschaft und Naturwissenschaft. Dritte, verbesserte Auflage. Tübingen 1915. J. C. B. Mohr (Paul Siebeck).

Rümelin, Gustav, Reden und Aufsätze. S. 208 ff.: „Zur Theorie der Statistik" I. 1863, und S. 265 ff.: „Zur Theorie der Statistik" II. 1874. Tübingen 1875, H. Laupp.

Schäffle, Albert Eberhard Friedrich, Das gesellschaftliche System der menschlichen Wirtschaft. Dritte, durchaus neubearbeitete Auflage, 1. und 2. Bd. Tübingen 1873, H. Laupp.

Schönberg, Gustav, Handbuch der politischen Ökonomie. 3. Aufl., 1. Bd., S. 169 ff.: Neumann, Friedrich Julius, Wirtschaftliche Grundbegriffe, VII. Ertrag, Einnahme, Einkommen. Volkseinkommen und Bevölkerungseinkommen. Tübingen 1890, H. Laupp.

Seeberg, Reinhold, Adolf Wagner †. Trauerrede gehalten am 12. November 1917 in der Kaiser-Friedrich-Gedächtniskirche zu Berlin. Berlin 1918, Puttkammer & Mühlbrecht.

Stäudlin, Karl Friedrich, Geschichte der Vorstellungen und Lehren vom Selbstmorde. Göttingen 1824, Vandenhoeck & Ruprecht.

v. Stein, Lorenz, Das System der Staatswissenschaft. Bd. I: System der Statistik, der Populationistik und der Volkswirtschaftslehre. Stuttgart und Tübingen 1852.

v. Tyszka, Carl, Statistik. Teil I: Theorie, Methode und Geschichte der Statistik. Jena 1924, Gustav Fischer.

Ueberweg-Heinze, Grundriß der Geschichte der Philosophie. 4. Teil, S. 270 ff. 10. Aufl. Berlin 1906, Ernst Siegfried Mittler & Sohn.

Vogt, Karl, Köhlerglaube und Wissenschaft. Gießen 1855.

Vogt, Karl, Vorlesungen über den Menschen, seine Stellung in der Schöpfung und in der Geschichte der Erde. Gießen 1863.

Wagner, Adolph, Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik. 1. oder all-

Digitized by Google

gemeiner Teil; 2. oder spezieller Teil, Statistik willkürlicher Handlungen, I. Vergleichende Selbstmordstatistik Europas nebst einem Abriß der Statistik der Trauungen. Hamburg 1864, Boyes & Geisler.

Wagner, Adolph, Beiträge zur Finanzstatistik des Schulwesens der (russischen) Ostseegouvernements Livland, Kurland, Estland. Dorpat 1866, C. Matthiesen.

Wagner, Adolph, Lehr- und Handbuch der politischen Ökonomie. 1. Hauptabteilung: Grundlegung der politischen Ökonomie, 3. Aufl., 1. Teil: Grundlagen der Volkswirtschaft, 1. und 2. Halbbd. 1892/1893; 4. Hauptabteilung: Finanzwissenschaft, 1. Teil: Einleitung. Ordnung der Finanzwirtschaft. Finanzbedarf. Privaterwerb. 3. Aufl. 1883; 2. Teil: Theorie der Besteuerung. Gebührenlehre und allgemeine Steuerlehre, 2. Aufl. 1890; 3. Teil: Spezielle Steuerlehre, 1. Buch: Steuergeschichte vom Altertum bis zur Gegenwart, 2. Aufl. 1910; 2. Buch: Die britische Besteuerung im 19. Jahrhundert und bis zur Gegenwart, 2. Aufl. 1912; 4. Teil: Spezielle Steuerlehre. Deutsche Besteuerung des 19. Jahrhunderts. Leipzig 1901, C. F. Winter.

Wagner, Rudolph, Menschenschöpfung und Seelensubstanz, Göttingen 1854.

Wagner, Rudolph, Über Wissen und Glauben. Göttingen 1854.

Wagner, Rudolph, Der Kampf um die Seele vom Standpunkt der Wissenschaft. Göttingen 1857.

Zeitschrift des Kgl. Preußischen Statistischen Bureaus, Berlin. 5. Jahrg. 1865, S. 39ff.: Wagner, Adolph, Die Gesetzmäßigkeit in den scheinbar willkürlichen menschlichen Handlungen vom Standpunkte der Statistik. 17. Jahrg. 1877, S. 127ff.: Wagner, Adolph, Zur Statistik und zur Frage der Einrichtung des nationalökonomischen und statistischen Unterrichts an den deutschen Universitäten. 44. Jahrg. 1904, S. 41ff.: Wagner, Adolph, Zur Methodik der Statistik des Volkseinkommens und Volksvermögens mit besonderer Berücksichtigung der Steuerstatistik. Ausgearbeitetes erweitertes Referat in der Sitzung des Internationalen Statistischen Instituts, September 1903. 44. Jahrg. 1904, S. 229ff.: Wagner, Adolph, Weitere statistische Untersuchungen über die Verteilung des Volkseinkommens in Preußen auf Grund der neueren Einkommensteuer-Statistik (1892—1902). Hamburg 1864, Boyes & Geisler.

Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Kgl. Sächsischen Ministeriums des Innern, 3. Jahrg., S. 184. Dresden 1857, B. G. Teubner.

Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft. XXI. Bd., Jahrg. 1865, S. 273ff.: Wagner, Adolph, Guerry, Statistique morale de l'Angleterre comparée avec la statistique morale de la France. Tübingen, H. Laupp.

Zizek, Franz, Grundriß der Statistik. Zweite neubearbeitete Auflage. München und Leipzig 1923, Duncker & Humblot.

Digitized by Google

Digitized by Google

31

Ergänzungshefte zum Deutschen Statistischen Zentralb

Heft 12

THE JOHN
AUG 2
LIBRAR

Das Zufallsgesetz des Sterbens

von

Prof. Dr. E. J. Gumbel

Heidelberg

Digitized by Google

Verlag von R. C. Teubner (Leipzig und Berlin 1932

Digitized by Google

Ergänzungshefte zum Deutschen Statistischen Zentralblatt

Heft 12

Das Zufallsgesetz des Sterbens

von

Prof. Dr. E. J. Gumbel

Heidelberg

Verlag von B. G. Teubner/Leipzig und Berlin 1932

Digitized by Google

Digitized by Google

Das Zufallsgesetz des Sterbens

von Prof. Dr. E. J. Gumbel, Heidelberg.

Seite

Formulierung der Fragestellung 4

I. Definition der biometrischen Funktionen
1. Absterbeordnung und Altersaufbau der stationären Bevölkerung 6
2. Sterbensintensität und Sterbeziffer 7
3. Lebenserwartung 8
4. Mittleres Alter der Lebenden und mittleres Alter beim Tod 10
5. Maß der Güte 11
6. Die charakteristischen Alter 13

II. Empirische Berechnung der biometrischen Funktionen
7. Aufstellung der Absterbeordnung 14
8. Sterbensintensität 14
9. Lebenserwartung 15
10. Mittleres Alter der Lebenden 15
11. Wahrscheinlichste Lebensdauer und Grenzalter 17

III. Geschichtliche Betrachtung
12. Interpolationsformeln 19
13. Gompertz-Makeham 20
14. Wahrscheinlichkeitstheoretische Untersuchungen 21

IV. Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod
15. Empirische Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod 23
16. Lösung der Integralgleichung: Lebenserwartung 25
17. Sterbeziffer und Absterbeordnung 27
18. Verlebte Zeit und mittleres Alter der Lebenden 30

V. Die Normentafel
19. Lebenserwartung und mittleres Alter beim Tod 31
20. Numerische Werte der Absterbeordnung 32
21. Verlebte Zeit und Sterbensintensität 34

VI. Bestimmung der Konstanten
22. Allgemeine Methoden 36
23. Bestimmung aus der Zahl der Gestorbenen, der Sterbeziffer und der Lebenserwartung 38
24. Bestimmung aus Altersaufbau und Erlebenswahrscheinlichkeiten 39
25. Charakterisierung der Sterbetafel durch die beiden Konstanten 44
26. Die Aequiarealitätsbedingung 46
27. Darstellung der Kindersterblichkeit 48

VII. Numerische Beispiele
28. Vergleichskriterien, Konstantenbestimmung aus der Zahl der Gestorbenen 50
29. Konstantenbestimmung aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung 51
30. Konstantenbestimmung für die Kindersterblichkeit 58

VIII. Ergebnisse
31. Zusammenfassung der Ableitung 61
32. Würdigung der Resultate 63

Bezeichnungen 66

Digitized by Google

Formulierung der Fragestellung.

Untersuchungen über das Aussterben einer Generation, also einer großen Zahl von gleichzeitig Geborenen, liegen vor, seitdem es wissenschaftliche Untersuchungen über Bevölkerungsprobleme gibt, also seit etwa 200 Jahren.

Die scheinbar einfachste Fragestellung ist die nach der höchsten Lebensdauer. Aber ihre Bedeutung ist statistisch gesehen gering, da ein extremer Wert nicht geeignet ist, das Aussterben einer Generation zu charakterisieren. Da es auf den gesamten Verlauf des Lebens ankommt, werden hierzu eine Reihe von Funktionen verwendet, welche das Aussterben einer Generation in Abhängigkeit vom Alter darstellen. Diese miteinander verknüpften Funktionen werden biometrisch genannt. Ihre Gesamtheit wird als Sterbetafel bezeichnet. Zur einheitlichen Charakterisierung des Ablaufs wird die klar definierte Lebenserwartung eines Neugeborenen, die gleich dem mittleren Alter beim Tod ist, verwendet. Damit wird die individualisierte Frage nach dem höchsten beobachteten Alter durch die statistische Frage nach einem Mittelwert ersetzt. Die wesentlichste Bedeutung der Sterbetafeln liegt in der Angabe dieses Wertes. Denn sie erlaubt, die Sterblichkeit einer Bevölkerung in einer von den Einflüssen der Vermehrung unabhängigen Weise zu charakterisieren.

Liegt diesem Ablauf des Lebens eine Gesetzlichkeit zugrunde? Ist es möglich, zwischen den verschiedenen, in der Sterbetafel auftretenden Größen und dem Alter eine einfache, übersichtliche Beziehung zu finden? Dieses Problem muß sofort in spezifischer Weise eingeschränkt werden. Das Aussterben einer Generation ist zwar in erster Linie ein natürlicher Vorgang und kann als solcher eine Gesetzlichkeit im mathematischen Sinne haben. Denn der zentrale Faktor der Sterblichkeit ist das Altern, also ein rein quantitativer Faktor. Aber sie hängt daneben noch von einer Reihe von Faktoren, den einzelnen Krankheiten, und beim Menschen vor allem von sozialen Einflüssen ab. Die starke soziale Komponente führt auf Faktoren, deren Auftreten mathematisch nicht bestimmbar ist. Für sie kann es keine allgemeingültige, naturgesetzliche Darstellung geben. Daher ist eine vollständige naturwissenschaftliche Erfassung der Sterblichkeit nicht möglich.

Zudem können diese drei Typen von Einflüssen nicht voneinander getrennt werden. Der Faktor des Alterns ist wesentlich durch den mit dem Alter verbundenen Einfluß der sozialen Lage, wie von einzelnen Krankheiten mit bedingt; die Zahl der Menschen, die an Altersschwäche sterben, ist sogar verhältnismäßig gering. Wenn wir also im folgenden nur den Einfluß des Faktors Altern auf die Sterblichkeit betrachten, so ist hierunter der Einfluß der einzelnen Krankheiten und der sozialen Lage hierauf mit subsummiert.

Unsere Beschränkung auf das Altern entspricht dem Vorgehen in der Mechanik, wo die Anziehung einer Masse von Punkten durch die Anziehung eines im geometrischen Mittelpunkt befindlichen einzigen Punktes ersetzt wird. Sie entspricht dem allgemeinen Ziel jeder Wissenschaft, Faktoren zu erkennen, die einen überragenden Einfluß haben und mit denen man rechnerisch arbeiten kann. So approximieren wir die Sterblichkeit durch die Wirkung des größten Faktors, des Alters.

Im Gegensatz zu den andern Faktoren erlaubt nämlich das Altern eine restlos naturwissenschaftliche Betrachtung; daher müssen wir uns auf diesen Faktor beschränken. Hierzu sind wir um so mehr berechtigt, als es sich um einen großen Faktor mit ziemlich konstanter Wirksamkeit handelt.

Um die Art dieser Wirksamkeit festzulegen, vernachlässigen wir die selbständige Wirkung der verschiedenen, neben dem Alter wirkenden Faktoren und wollen die ganze Mannigfaltigkeit von Gründen des Todes durch eine ideelle Gesetzmäßigkeit ersetzen, die im Einvernehmen mit den logisch einfachsten Begriffen steht. Man kann die Aufgabe also dahin präzisieren, aus naturgesetzlichen Annahmen heraus zu Funktionen zu gelangen, die einen den biometrischen Funktionen entsprechenden Charakter tragen. Dies und nur dies ist unser Ziel. Die Besonderheit unserer Betrachtungsweise gegenüber der großen, über die Sterblichkeit vorhandenen Literatur besteht darin, daß wir die empirischen statistischen Zahlen auf wahrscheinlichkeitstheoretischer Grundlage verbinden. Dabei leitet uns die Hypothese, daß der Todestag in Analogie zum Zufallsgesetz gebracht werden kann, wobei unter Zufall die Wirksamkeit zahlreicher kleiner, nach verschiedenen Richtungen wirkenden Faktoren verstanden wird. Zu einer solchen Hypothese sind wir um so mehr berechtigt, als das Sterben zu den Vorgängen gehört, bei denen von einer kleinen Veränderung in einer Ursache eine große Veränderung in der Wirkung ausgehen kann. Der Versuch einer Wiedergabe von verschiedenen Sterbetafeln durch eine gemeinsame Formel darf nicht etwa als eine Verwischung der Unterschiede zwischen den einzelnen Tafeln mißverstanden werden. Denn neben dem Alter, als der gemeinsamen Veränderlichen, treten Konstanten auf, also Größen, die nicht vom Alter abhängen. Diese Konstanten sind Materialkonstanten. Ihre Werte sind für verschiedene Tafeln verschieden. Sie charakterisieren eine bestimmte Tafel. Die Verschiedenheit der Tafeln spiegelt sich also in der Verschiedenheit dieser Konstanten wider.

Die Literatur über Sterbetafeln ist sehr umfangreich. Sie ist zum Teil aus den praktischen Bedürfnissen der Versicherungsgesellschaften entstanden. Es kann daher nicht unsere Aufgabe sein, diese Ergebnisse hier

Digitized by Google

in extenso anzuführen. Dies um so mehr, als es sich hierbei vielfach nur um praktische Fragen, insbesondere die Bestimmung der Konstanten in den Gompertz-Makeham'schen Formeln, die Veränderung der Sterblichkeit in den letzten Jahrzehnten und die Besonderheiten der Sterbetafeln für einzelne Bevölkerungsschichten handelt. Wir beschränken uns daher auf die Einführung der wesentlichsten Begriffe und die Klarstellung der empirischen Berechnung dieser Größen, soweit sie für unser apriorisches System von Bedeutung sind.

Der Gang unserer Arbeit wird daher sein: Zunächst definieren wir in der üblichen Weise die Funktionen, durch welche man das Absterben einer Generation mißt, und zeigen, wie sie theoretisch auseinander hervorgehen. Dann stellen wir die Methoden dar, nach denen diese Funktionen in der Praxis berechnet zu werden pflegen. Hierbei werden wir uns verschiedener vereinfachender Hypothesen bedienen, welche die Approximation von den praktisch gegebenen unstetigen zu den von der Theorie geforderten stetigen Funktionen erleichtern.

Nach einer kurzen historischen Betrachtung kommen wir zum entscheidenden Schritt, der Aufstellung einer apriorischen Absterbeordnung, welche zwei Konstanten enthält, die auf das mittlere Alter der Lebenden und das mittlere Alter beim Tod reduziert werden können. Mit der Festlegung der Art der Wirksamkeit des Alters ist über das Maß seiner Wirksamkeit nichts ausgesagt. Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist in verschiedenen Ländern ganz verschieden. Zudem ist sie in den letzten 50 Jahren, die wir demographisch genau überblicken, wesentlich gestiegen. Weitere Veränderungen in diesem Faktor sind durchaus möglich. Diese Variabilität bleibt hier erhalten. Denn die in der Formel auftretenden Konstanten werden je nach der betrachteten Bevölkerung verschiedene Größen annehmen.

In den letzten Kapiteln zeigen wir zunächst theoretisch, dann an praktischen Beispielen, wie die Konstanten zu bestimmen sind, wie die Kindersterblichkeit durch eine zusätzliche Betrachtung erfaßt werden kann und wie diese Formeln mit den Erfahrungen übereinstimmen.

* * *

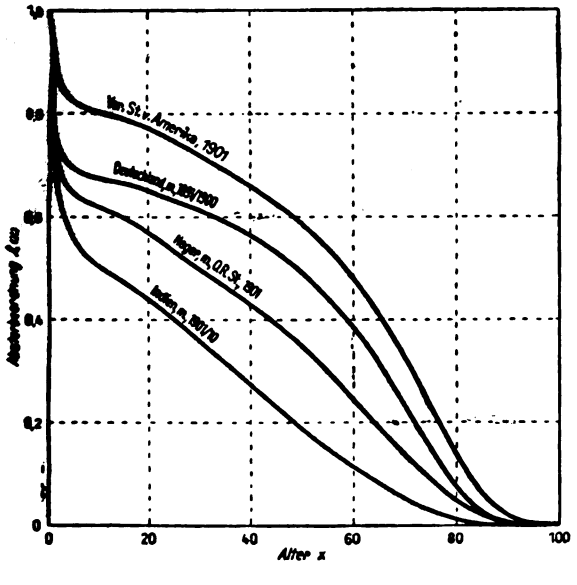
Digitized by Google

I. Definition der biometrischen Funktionen.

1. Absterbeordnung und Altersaufbau der stationären Bevölkerung.

Wenn man eine große Anzahl von Neugeborenen während ihres ganzen Lebens daraufhin kontrolliert, wieviele jeweils die 1., 2., allgemein xte Wiederkehr ihres Geburtstags erleben, so erhält man eine stets fallende Reihe von ganzen Zahlen. Denn die Zahl derer, die einen bestimmten Geburtstag erleben, ist gleich der Zahl derer, die den vorangegangenen Geburtstag erlebten abzüglich der Gestorbenen. An Stelle von der xten Wiederkehr des Geburtstags spricht man auch abgekürzt vom Alter x. Nimmt man an, daß die Beobachtungen sich nicht nur auf die vollen Altersjahre, sondern auf alle, beliebig klein gedachten, Altersintervalle zwischen zwei Geburtstagen erstrecken, so kommen wir zur Vorstellung einer stetigen Funktion des Alters. Wir bezeichnen dieses mit x, die einzelnen Zahlen der Überlebenden mit l(x) und ihre Reihe als Absterbeordnung. Mit diesem theoretischen Begriff, einigen daraus abgeleiteten Begriffen und ihrer Realisierung in einem bestimmten Bevölkerungstypus haben wir uns zu beschäftigen. Die Darstellung der praktischen Berechnung dieser Größen, die natürlich nicht auf die hier angegebene Weise erfolgen kann, behalten wir uns für das nächste Kapitel vor. Insbesondere werden wir dann zeigen, wie solche Tafeln nicht für eine bestimmte Generation, sondern für einen bestimmten Zeitpunkt berechnet werden.

1. Absterbeordnungen



Solche Absterbeordnungen sind seit etwa 200 Jahren aufgestellt worden. Es stellte sich heraus, daß sich die Kurven für die beiden Geschlechter, verschiedene Länder und verschiedene Zeiten wesentlich unterscheiden. Der Verlauf einiger moderner Kurven ist nach den „United States Life Tables 1890, 1901, 1910 und 1901/10" (Washington 1921) in der Fig. 1 dargestellt. Die Kurven geben die Absterbeordnungen für je 100 000 Neugeborene und für folgende Länder wieder: Ver. St. v. Amerika, weiße Bevölkerung, 1901; Deutschland, männl., 1891/1900; Neger, männl., (Orig. Registr. States der V. St. v. A.), 1901; Indien männl., 1901/10. Man betrachte die unterste Kurve für Indien und die oberste für V. St. v. A., um zu sehen, welche Unterschiede hier auftreten können. Für das Deutsche Reich sind bisher sechs Sterbetafeln, und zwar für die Jahre 1871/81, 1881/90, 1891/1900, 1901/10, 1910/11 und 1924/26 berechnet worden (vgl. „Beiträge zum deutschen Bevölkerungsproblem", Statistisches Reichsamt, 1929, S. 41). Die Kurve der Überlebenden hat sich danach im Laufe der Zeit wesentlich gehoben, was selbstverständlich kulturell positiv zu bewerten ist.

Alle diese Kurven haben aber auch gewisse Eigenschaften gemeinsam. Sie fallen monoton mit dem Alter, innerhalb der beiden ersten Jahre beinahe unendlich rasch. Denn hier verläuft die Kurve beinahe senkrecht zur Abszissenachse. Dieses singuläre Verhalten ist in der enormen Kindersterblichkeit begründet. Das Fallen verlangsamt sich; etwa in der Nähe des 10. Jahres existiert ein Inflexionspunkt. Die bis dahin konvexe Kurve wird konkav, und sie bleibt es bis zu einem späten Zeitpunkt, etwa dem 75. Jahr, wo ein zweiter Inflexionspunkt existiert, und die Kurve wieder konvex wird.

Es gibt ein Grenzalter ω, welches kein Mensch erlebt, sodaß hierfür und für alle größeren Alter $x \geqq \omega$ praktisch $l(x) = 0$. Diesem nicht genau bestimmbaren Wert, der bekanntlich in der Nähe von 100 Jahren liegt, nähert sich die Kurve für die hohen Alter asymptotisch.

Da l(x) stets abnimmt, ist für jedes Alter $0 \leqq x \leqq \omega$ der Differentialquotient $l'(x)$ negativ.

Die Zahl l(x) derer, welche den xten Geburtstag erleben, wird auch als die Zahl der xjährigen schlechthin bezeichnet. In einem kleinen Zeitintervall d x verleben diese xjährigen zusammen l(x) d x Jahre. Die Zeit T (x), welche sie überhaupt noch verleben werden, ist die Summe dieser Beträge. Da wir l(x) als stetige Funktion annahmen, wird

$$T(x) \equiv \int_x^{\omega} l(z)\, dz. \qquad (1)$$

Die Integrationsvariable wird hierbei und im folgenden stets mit z bezeichnet, um Verwechslungen mit der unteren Integrationsgrenze x zu vermeiden. Die drei Striche bei einer Gleichung sollen andeuten, daß es sich hier um eine Definition handelt. Während l(x) eine dimensionslose Zahl, ist T(x) von der Dimension einer Zeit.

Demnach beträgt die von den Neugeborenen nach der Absterbeordnung zu verlebende Zeit

$$T(0) = \int_0^{\omega} l(z)\, dz$$

Digitized by Google

und die von den xjährigen bis zur Erreichung des x + 1ten Geburtstags zu verlebende Zeit

$$\int_x^{x+1} l(z)\,dz.$$

Für den Verlauf der zu verlebenden Zeit gilt nach (1)

$$T'(x) = -l(x)$$

und die Grenzbedingung $T(\omega) = 0$. Die zu verlebende Zeit nimmt also, als Funktion des Alters betrachtet, stets ab.

Eine konkrete Bedeutung[1]) erhält die Absterbeordnung, wenn man eine stationäre Bevölkerung betrachtet. Hierunter ist eine Bevölkerung zu verstehen, welche 1. geschlossen ist, sodaß weder Ein- noch Auswanderungen stattfinden, 2. eine im Verlauf der Zeit invariante Absterbeordnung besitzt, 3. die Eigenschaft besitzt, daß die Zahl der jährlich Geborenen konstant und gleich der Zahl der jährlich Gestorbenen ist. Eine solche Bevölkerung hat stets dieselbe Größe. Es sei l(0) gleich der Zahl der jährlich Geborenen gewählt. Die Zahl derer, die in jedem Jahr den xten Geburtstag erleben, ist dann l(x) und die Größe der Bevölkerung im Alter x bis x + dx gleich l(x) dx.

Die von den xjährigen, welche aus einer Generation stammen, noch zu verlebende Zeit T(x) ist in der stationären Bevölkerung gleich der von den xjährigen verlebten Zeit. Daher werden wir im folgenden stets diesen kürzeren Ausdruck verwenden können. Auch die Bevölkerung über dem Alter x beträgt T(x), die Gesamtbevölkerung also T(0) und die Bevölkerung zwischen dem Alter x und x + 1

$$\int_x^{x+1} l(z)\,dz = T(x) - T(x+1).$$

Die vom Alter x bis zum Alter x + 1 nach der Absterbeordnung verlebte Zeit ist also gleich der Größe dieser Bevölkerung. Man bezeichnet die Gesamtheit der Werte, welche die Größe der Bevölkerung eines bestimmten Alters oder eines bestimmten Altersintervalles, dividiert durch die Gesamtbevölkerung, also die relative Größe der betr. Bevölkerung angeben, als den Altersaufbau. Demnach stellt $\frac{l(x)\,dx}{T(0)}$ die relative Größe der zwischen den Altern x und x + dx lebenden Bevölkerung dar. Die Reihe dieser Zahlen bildet eine Verteilung. Denn ihr Inhalt, also das Integral über alle relativen Häufigkeiten, ist gleich eins. Absterbeordnung und Altersaufbau der stationären Bevölkerung können somit, wenn l(0) gleich der Zahl der jährlich Neugeborenen gewählt wird, als Synonyma verwendet werden. Insbesondere können Begriffe, die für diesen Altersaufbau eine Bedeutung haben, ohne weiteres auf die Absterbeordnung übertragen werden.

Bildet man für jedes ganzzahlige x die stets positive Differenz l(x) − l(x + 1), so erhält man diejenigen xjährigen, welche vor Erreichung des x + 1ten Geburtstags gestorben sind. Man bezeichnet sie als die Zahl der im xten Altersjahr Gestorbenen. Sie kann auch als Näherung für den Differentialquotienten von l(x) betrachtet werden. Die zunächst große Zahl der Gestorbenen fällt etwa bis zum 10. Jahr sehr rasch, um von da an etwa bis zum 70. Jahr langsam zu steigen und dann wieder abzunehmen. Sie weist also ein Minimum etwa beim Alter 10 und ein Maximum etwa bei 70 Jahren auf.

Wir hatten hier die Absterbeordnung so festgelegt, daß l(0) gleich der Zahl der Neugeborenen. Doch ist noch eine andere Methode üblich. Hierbei wird für ein bestimmtes Alter x der Wert von l(x) gleich eins gesetzt und die andern entsprechend umgerechnet. Am häufigsten wird hierzu der Anfangswert, also das Alter null gewählt. Dann gelten die Grenzbedingungen:

Falls $0 \leqq x \leqq \omega$

ist $1 \geqq \frac{l(x)}{l(0)} \geqq 0.$

Die so normierten Werte werden auch als statistische Erlebenswahrscheinlichkeiten bezeichnet. Denn sie stellen einen Bruch dar, dessen Zähler diejenigen bilden, die das Alter x erreichen, während im Nenner die Zahl der Neugeborenen steht. Die Reihe dieser Werte unterscheidet sich vom Altersaufbau der stationären Bevölkerung nur um den konstanten multiplikativen Faktor $\frac{T(0)}{l(0)}$.

Dieser Begriff der Erlebenswahrscheinlichkeit ist zu unterscheiden von dem der Überlebenswahrscheinlichkeit. Diese Wahrscheinlichkeit p(x) eines xjährigen, den x + 1ten Geburtstag zu erleben, beträgt

$$p(x) = \frac{l(x+1)}{l(x)}.$$

Die komplementäre Wahrscheinlichkeit, vor Erreichung dieses Alters zu sterben, heißt Sterbenswahrscheinlichkeit q(x) und beträgt

$$q(x) = \frac{l(x) - l(x+1)}{l(x)} = 1 - p(x).$$

Bei der Bildung dieser wie der noch abzuleitenden Funktionen werden stets Werte von l(x) durch einander dividiert, sodaß es für dieses wie für das nächste Kapitel noch gleichgültig ist, wie wir l(0) bestimmt haben.

2. Sterbensintensität und Sterbeziffer.

Die Sterblichkeit hängt natürlich vom Alter ab. Um ein Maß für die Sterblichkeit zu gewinnen, bildet man die relative Zahl der Gestorbenen je Altersseinheit. Die Zahl der Gestorbenen eines Altersintervalles Δx beträgt $l(x) - l(x + \Delta x)$. Man dividiert dies durch die Zahl der am Anfang Lebenden l(x) und durch die Länge dieses Intervalles Δx und erhält

$$\frac{l(x) - l(x + \Delta x)}{\Delta x\, l(x)}.$$

Für das Altersintervall von einem Jahr ergibt sich die Sterbenswahrscheinlichkeit. Betrachtet man da-

[1]) Vergl.: Statistische Eigenschaften einer linear wachsenden Bevölkerung. Metron, Bd. 4, Nr. 2, 1924.

gegen das Altersintervall Δx als unendlich klein, so erhält man die sogen. Sterbensintensität

$$\mu(x) \equiv -\frac{d\,l(x)}{d\,x\,l(x)}. \qquad (2)$$

Da $-d\,l(x)$ gleich ist der Zahl derjenigen, die im Alter x bis $x+dx$ sterben, ist $\mu(x)\,dx$ die Wahrscheinlichkeit eines xjährigen, vor Erreichung des Alters $x+dx$ zu sterben. Dimensional gilt

$$\mu(x) = \left[\frac{1}{x}\right].$$

Da $l'(x) < 0$, ist die Sterbensintensität stets positiv. Kennt man die Sterbensintensität als Funktion des Alters, so ergibt sich, da

$$\mu(x) = -\frac{d \lg l(x)}{dx},$$

die Absterbeordnung durch Integration als

$$l(x) = l(0)\, e^{-\int_0^x \mu(z)\,dz}. \qquad (3)$$

Wäre z. B. die Sterbensintensität konstant, also

$$\mu(x) = \mu(0),$$

so wäre

$$l(x) = l(0)\, e^{-x\,\mu(0)}.$$

In nahem Zusammenhang mit der Sterbensintensität steht die sogen. Sterbeziffer. Die spezielle Sterbeziffer m (x) der x bis $x+1$ Jahre alten wird definiert als die Zahl der im xten Altersjahr Gestorbenen dividiert durch die Bevölkerung zwischen dem xten und $x+1$ten Altersjahr. Somit ist

$$m(x) \equiv \frac{l(x) - l(x+1)}{\int_x^{x+1} l(z)\,dz}. \qquad (4)$$

Der Ausdruck $\frac{1}{m(x)}$, der von der Dimension eines Alters ist, wird manchmal auch als Lebenskraft bezeichnet. Es ist zu beachten, daß die Sterbeziffer, weil nur für ganzzahlige Altersintervalle definiert, im Gegensatz zu den anderen biometrischen Funktionen unstetig ist.

Die spezielle Sterbeziffer der x bis $x+1$jährigen hängt nahe mit der Sterbensintensität zusammen. Denn nach der Definition der Sterbensintensität ist

$$\frac{\int_x^{x+1} \mu(z)\,l(z)\,dz}{\int_x^{x+1} l(z)\,dz} = \frac{-\int_x^{x+1} d\,l(z)}{\int_x^{x+1} l(z)\,dz} = m(x).$$

Die spezielle Sterbeziffer ist also gleich dem Mittelwert der Sterbensintensitäten während des entsprechenden Altersintervalles.

Wenn die Sterbensintensität während eines bestimmten Intervalles stets wächst (gleich bleibt, fällt), gilt dies auch für die Sterbeziffer, da in jeder der einjährigen Strecken x bis $x+1$ die Sterbensintensität **größer (gleich, kleiner) sein wird, als in der vorangegangenen.**

3. Lebenserwartung.

Man definiert als Lebenserwartung E(x) diejenige Lebensdauer, welche ein xjähriger noch zu erwarten hat. Da die xjährigen insgesamt noch die Zeit T(x) verleben, trifft auf einen xjährigen

$$E(x) \equiv \frac{1}{l(x)} \int_x^\omega l(z)\,dz, \qquad (5)$$

und dies ist die Lebenserwartung.

Der Zusammenhang zwischen Lebenserwartung und Sterbensintensität ergibt sich durch Differentiation der Gleichung

$$E(x)\,l(x) = \int_x^\omega l(z)\,dz$$

nach x. Man erhält

$$E'(x)\,l(x) + l'(x)\,E(x) = -l(x).$$

Somit wird nach (2) die Sterbensintensität

$$\mu(x) = \frac{1 + E'(x)}{E(x)}. \qquad (6)$$

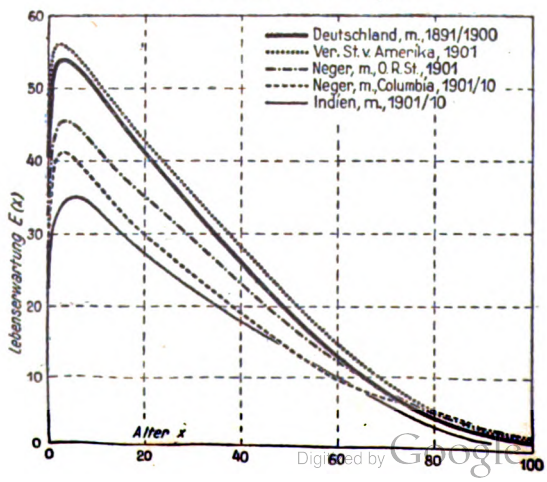
Ist die Lebenserwartung als Funktion des Alters bekannt, so ergibt sich die Erlebenswahrscheinlichkeit durch Integration dieser Gleichung als

$$\frac{l(x)}{l(0)} = \frac{E(0)}{E(x)}\, e^{-\int_0^x \frac{dz}{E(z)}}, \qquad (7)$$

wobei e die Basis der natürlichen Logarithmen.

Da die Funktion l(x) und daher auch das Integral über sie mit dem Alter stets fällt, werden bei der Bildung der Lebenserwartung zwei mit dem Alter fallende Größen durch einander dividiert. Es läßt sich also nicht apriori sagen, wie die Lebenserwartung sich mit steigendem Alter verändert. Das Fallen der Lebenserwartung ist keineswegs apriori sicher; der erwartungsmäßige Tag des Todes braucht nicht immer näher zu rücken. Im allgemeinen fällt aber das Integral rascher und dementsprechend nimmt die Lebenserwartung mit dem Alter ab. Der empirische Verlauf der Lebenserwartung ist für einige Sterbetafeln auf Grund der oben zitierten amerikanischen Quelle in Fig. 2 dargestellt. Die Art, wie die Kurven praktisch gewonnen werden, wird im nächsten Kapitel angegeben.

2. Lebenserwartungen



Digitized by Google

Für kleine Alter, etwa bis zum 3. Jahr, fällt die Funktion l(x) wegen der Kindersterblichkeit so rasch, daß die Lebenserwartung mit dem Alter steigt. Für die höchsten Alter konvergiert die Lebenserwartung gegen null.

Das Steigen oder Fallen der Lebenserwartung als Funktion des Alters hängt mit der Beziehung von Lebenserwartung und Lebenskraft zusammen. Man betrachte das Vorzeichen des Differentialquotienten, so ergibt sich aus (5)

$$\operatorname{sign} E'(x) = \operatorname{sign}\left(-l^2(x) - l'(x)\int_x^\omega l(z)\,dz\right).$$

Multipliziert man die rechte Seite der Gleichung mit der positiven Größe

$$\frac{-1}{l'(x)\,l(x)}$$

so erhält man

$$\operatorname{sign} E'(x) = \operatorname{sign}\left(-\frac{1}{\mu(x)} + E(x)\right).$$

Somit ist

$$E'(x) \gtreqless 0;\ \text{wenn } E(x) \gtreqless \frac{1}{\mu(x)}.$$

Die Lebenserwartung fällt (bleibt gleich, oder steigt) mit dem Alter, wenn für das betreffende Alter die Lebenserwartung kleiner (gleich oder größer) ist als der reziproke Wert der Sterbensintensität. Die Lebenserwartung hat dann ein Extremum, wenn sie gleich dem reziproken Wert der Sterbensintensität ist.

Die Abnahme der Lebenserwartung mit dem Alter ist an die Bedingung geknüpft, daß auch die Erlebenswahrscheinlichkeit dabei stets fallen muß. Da nun $\mu(x)$ und E(x) positiv, muß nach (6)

$$1 + E'(x) > 0$$

oder

$$E'(x) > -1 \qquad (8)$$

sein. Die untere Grenze für das Fallen der Lebenserwartung beträgt also 45 Grad.

Für das Alter null erhält man

$$E(0) = \frac{1}{l(0)}\int_0^\omega l(z)\,dz$$

die Lebenserwartung eines Neugeborenen.

In der Literatur findet sich hierfür vielfach auch die Bezeichnung als „mittlere Lebensdauer". Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist die wichtigste Angabe für eine Sterbetafel. Denn sie charakterisiert den Gesamtverlauf. Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist im Deutschen Reich in den letzten 50 Jahren um etwa 20 Jahre gestiegen. Ähnliches gilt für die anderen sogenannten Kulturstaaten. Dieses Steigen ist ein Maßstab des kulturell-biologischen Aufstiegs einer Bevölkerung.

Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist proportional der gesamten Größe der stationären Bevölkerung. Denn letztere ist $T(0) = l(0)\,E(0)$, also gleich der Zahl der jährlich Geborenen mal der Lebenserwartung eines Neugeborenen. Entsprechend ist

$$\frac{1}{T(0)}\int_{x_1}^{x_2} l(z)\,dz$$

die relative Größe der Bevölkerung im Alter x_1 bis x_2 und $\frac{l(x)}{T(0)}$ angenähert die relative Größe der Bevölkerung zwischen den Altern $x - \frac{1}{2}$ und $x + \frac{1}{2}$.

Falls, und dies ist üblich, $l(0) = 1$ gesetzt wird, fällt die Lebenserwartung eines Neugeborenen mit der von den Neugeborenen verlebten Zeit zusammen.

Der reziproke Wert der Lebenserwartung hat eine spezifische Bedeutung. Da die Zahl derer, die den xten Geburtstag erreichen, gleich der Zahl derjenigen ist, die nach Erreichung des xten Geburtstags sterben, ist der reziproke Wert der Lebenserwartung eines Alters x gleich dieser Zahl dividiert durch die Zahl der über diesem Alter Lebenden. Diese Größe wird als spezielle Sterbeziffer der über xjährigen M(x) bezeichnet. Also ist

$$M(x) = \frac{1}{E(x)}. \qquad (9)$$

Die spezielle Sterbeziffer der über xjährigen ist in der stationären Bevölkerung gleich dem reziproken Wert der Lebenserwartung eines xjährigen.

Definiert man als Geburtenziffer n bzw. allgemeine Sterbeziffer m das Verhältnis der jährlich Geborenen bzw. Gestorbenen zur Gesamtbevölkerung, so sind beide in der stationären Bevölkerung einander gleich und

$$n = m = \frac{l(0)}{l(0)\,E(0)} = \frac{1}{E(0)}.$$

Die Geburten- bzw. Sterbeziffer der stationären Bevölkerung ist gleich dem reziproken Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen. Für die wirkliche Bevölkerung gehen alle drei Werte auseinander.

Die praktische Bedeutung der allgemeinen Sterbeziffer leidet dabei darunter, daß sie dem Einfluß der jährlichen Schwankungen der Geburtenziffern und der hierdurch herbeigeführten Schwankungen des Altersaufbaus ausgesetzt ist. Dies beeinflußt auch die Vergleichbarkeit ihrer Größe für verschiedene Bevölkerungen. Die allgemeine Sterbeziffer mag für zwei Bevölkerungen denselben Wert haben, und doch können die speziellen Sterbeziffern in sämtlichen Altersklassen verschieden sein. Umgekehrt: sämtliche speziellen Sterbeziffern mögen bei zwei Bevölkerungen übereinstimmen, und doch werden die beiden allgemeinen Sterbeziffern wegen der Verschiedenheit des Altersaufbaus verschieden sein.

Diesem Zwiespalt gegenüber gibt uns nur die Berechnung einer Sterbetafel einen Ausweg. Denn sie erlaubt die Aufstellung einer korrigierten allgemeinen Sterbeziffer. Der reziproke Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen gibt denjenigen Wert der Sterbeziffer, wie er existieren würde, falls die Bevölkerung stationär wäre. Damit ist die Möglichkeit eines

Digitized by Google

Vergleichs zweier Bevölkerungen geschaffen. L. von Bortkiewicz[1]) hat gezeigt, daß nur die Aufstellung einer Sterbetafel die Bestimmung der Lebenserwartung eines Neugeborenen ermöglicht. Somit ist dieser komplizierte Weg gerechtfertigt. Ebenso gibt die Lebenserwartung eines xjährigen den Wert der speziellen Sterbeziffer der über xjährigen in einer stationär gedachten Bevölkerung. Auch diese Zahlen sind also für verschiedene Bevölkerungen vergleichbar.

4. Mittleres Alter der Lebenden und mittleres Alter beim Tod.

Ferner definiert man als mittleres Alter der über xjährigen $\overline{x}(x)$ in einer stationären Bevölkerung den Ausdruck

$$\overline{x}(x) \equiv \frac{\int_x^\omega z\, l(z)\, dz}{\int_x^\omega l(z)\, dz}. \qquad (10)$$

Das mittlere Alter der gesamten stationären Bevölkerung, bezeichnet als $\overline{x}$, ist dann

$$\overline{x} = \frac{\int_0^\omega z\, l(z)\, dz}{T(0)}.$$

Zwischen dem mittleren Alter der über xjährigen und den Lebenserwartungen der über xjährigen besteht eine einfache Beziehung. Man bilde das kte Moment der Funktion l(x), so wird entsprechend der obigen Bezeichnung

$$\overline{x^k(x)} = \frac{\int_x^\omega z^k\, l(z)\, dz}{T(x)}$$

oder nach (1)

$$\overline{x^k(x)} = -\frac{\int_x^\omega z^k\, dT(z)}{T(x)}.$$

Partielle Integration ergibt

$$\overline{x^k(x)} = x^k + \frac{k\int_x^\omega z^{k-1} T(z)\, dz}{T(x)}.$$

Für das Alter $x = 0$ wird speziell

$$\overline{x^k} = \frac{k}{T(0)} \int_0^\omega z^{k-1} T(z)\, dz.$$

Führt man die Lebenserwartung ein, so erhält man im Spezialfall $k = 1$ für ein beliebiges Alter

$$\overline{x(x)} = x + \frac{\int_x^\omega l(z)\, E(z)\, dz}{\int_x^\omega l(z)\, dz}. \qquad (11)$$

[1]) Die mittlere Lebensdauer. Jena 1893.

Das Integral läßt sich aber deuten als Mittelwert der Lebenserwartungen der über x Jahre alten in der stationären Bevölkerung, da l(x) die Häufigkeit der zum Alter x gehörigen Lebenserwartungen. Somit wird

$$\overline{x(x)} = x + \overline{E(x)}$$

und speziell $\overline{x} = \overline{E(x)}$.

Das mittlere Alter der über xjährigen ist gleich diesem Alter x plus dem Mittelwert aller Lebenserwartungen von über xjährigen in der stationären Bevölkerung. Speziell ist das mittlere Alter aller Lebenden gleich dem Mittelwert aller Lebenserwartungen.

Entsprechend dem mittleren Alter der Lebenden definiert man das mittlere Sterbealter $\overline{\mathfrak{x}}(x)$ der über xjährigen oder das mittlere Alter der über xjährigen beim Tod als das Durchschnittsalter, das die über dem Alter x Gestorbenen beim Tod hatten. Es ist gleich der Summe der über dem Alter x Gestorbenen multipliziert mit ihrem jeweiligen Alter dividiert durch alle über dem Alter x Gestorbenen. Im Alter zwischen x und $x + dx$ sterben nun $-d\,l(x)$ Personen. Daher ist

$$\overline{\mathfrak{x}}(x) = \frac{-\int_x^\omega z\, d\, l(z)}{-\int_x^\omega d\, l(z)} = \frac{1}{l(x)} \int_\omega^x z\, d\, l(z).$$

Durch partielle Integration wird dies zu

$$\overline{\mathfrak{x}}(x) = x + \frac{1}{l(x)} \int_x^\omega l(z)\, dz = x + E(x). \qquad (12)$$

Das mittlere Sterbealter der über xjährigen wird also berechnet, indem man zu dem betr. Alter die Lebenserwartung addiert. Daher kann es auch als die erwartungsgemäße oder durchschnittliche Lebensdauer oder als Alterserwartung der über xjährigen bezeichnet werden. Die Alterserwartung ist also das Alter plus die Lebenserwartung. Wenn im folgenden vom mittleren Alter beim Tod oder dem mittleren Sterbealter gesprochen wird, soll darunter stets dieses Alter für die über xjährigen verstanden werden.

Das mittlere Alter der Gesamtbevölkerung beim Tod ergibt sich für $x = 0$ einfach als $\overline{\mathfrak{x}}(0) = E(0)$. Das Durchschnittsalter der Gesamtbevölkerung beim Tod ist gleich der Lebenserwartung eines Neugeborenen.

Da $$\frac{d\,\overline{\mathfrak{x}}(x)}{dx} = 1 + E'(x)$$

wächst nach (8) das mittlere Alter beim Tod stets mit dem Alter, von dem aus es gerechnet wird. Das mittlere Alter beim Tod liegt somit zwischen E(0) und ω.

Zwischen dem mittleren Alter der Lebenden und dem mittleren Sterbealter besteht die einfache Beziehung

$$\overline{x}(x) > \overline{\mathfrak{x}}(x) - \frac{E(x)}{2}.$$

Digitized by Google

Zum Beweis betrachte man die aus der Definition der verlebten Zeit folgende Beziehung

$$\int_x^\omega T(z)\, l(z)\, dz = -\int_x^\omega T(z)\, T'(z)\, dz.$$

Durch partielle Integration der rechten Seite wird

$$\int_x^\omega T(z)\, l(z)\, dz = -\Big[T^2(z)\Big]_x^\omega + \int_x^\omega T(z)\, dT(z)$$

oder

$$\int_x^\omega T(z)\, l(z)\, dz = \frac{1}{2} T^2(x).$$

Da $l'(x) < 0$, ist

$$l(x) \int_x^\omega T(z)\, dz > \frac{1}{2} T^2(x)$$

oder

$$\frac{\int_x^\omega T(z)\, dz}{T(x)} > \frac{1}{2} E(x).$$

Aber die linke Seite ist nach der Definition (1) der verlebten Zeit sowie nach (5) und (11) gleich

$$\frac{\int_x^\omega l(z)\, E(z)\, dz}{\int_x^\omega l(z)\, dz} = \bar{x}(x) - x.$$

Daher gilt auf Grund der obigen Ungleichung

$$\bar{x}(x) > x + \frac{E(x)}{2},$$

was identisch mit der obigen Behauptung. Demnach gilt:

Das mittlere Alter der über dem Alter x Lebenden ist größer als dieses Alter plus die halbe Lebenserwartung der xjährigen[1]).

Speziell gilt für den Neugeborenen $\bar{x} > \frac{E(0)}{2}$.

5. Maß der Güte.

Die Berechnung der von den Neugeborenen verlebten Zeit T(0) und des mittleren Alters aller Lebenden $\bar{x}$ beruht auf der Aufstellung der beiden ersten Momente der Absterbeordnung. Sie sind daher im allgemeinen nicht aufeinander reduzierbar. Zwischen ihnen existiert kein Zusammenhang. Es können also sehr wohl bei zwei Ländern die Lebenserwartungen eines Neugeborenen übereinstimmen und die mittleren Alter der Lebenden verschieden sein und umgekehrt die mittleren Alter der Lebenden übereinstimmen und die Lebenserwartungen des Neugeborenen verschieden sein.

Lebenserwartung und mittleres Alter der Lebenden werden bevölkerungsstatistisch entgegengesetzt gewertet. Denn während die Zunahme der Lebenserwartung günstig ist, gilt in der tatsächlichen Bevölkerung eine Zunahme des mittleren Alters aller Lebenden als Nachteil. So existiert eine starke Literatur über die im Zusammenhang mit dem Geburtenrückgang zu erwartende Überalterung der deutschen Bevölkerung. Ohne zu den hieraus geschlossenen Folgerungen Stellung zu nehmen, übertragen wir die zugrunde liegende Auffassung auf die Sterbetafel, was deswegen zulässig ist, weil sie den Altersaufbau der stationären Bevölkerung darstellt.

Bei Übereinstimmung der Lebensserwartungen der Neugeborenen gilt somit diejenige Sterbetafel als günstiger, welche den kleineren Wert für das mittlere Alter der Lebenden aufweist. Bei übereinstimmenden mittleren Altern der Lebenden ist umgekehrt die Tafel günstiger, bei welcher die Lebenserwartung eines Neugeborenen größer ist.

Normalerweise wird man von zwei Sterbetafeln diejenige als die günstigere betrachten, für welche die Lebenserwartung eines Neugeborenen den größeren Wert besitzt. Berücksichtigt man außerdem den Einfluß des mittleren Alters der Lebenden, so ist die Sterbetafel um so besser, je größer $E(0) : \bar{x}$. Da wir aber oben bewiesen, daß $E(0) < 2\bar{x}$, wird man

$$\varrho = \frac{E(0)}{2\bar{x}} \tag{13}$$

kurz als Maß der Güte bezeichnen können[1]). Es fragt sich, innerhalb welcher Grenzen dieses Maß variiert. Das absolute Optimum für die Absterbeordnung wäre eine Tafel, bei der alle Geborenen zusammen das Alter ω erleben und dann sofort sterben. Hierfür wird $E(x) = \omega - x$, also $E(0) = \omega$ und $\bar{x} = \frac{\omega}{2}$, also $\varrho = 1$. Das absolute Pessimum dagegen wäre eine Tafel, bei der alle Geborenen sofort sterben. Hierfür wäre Zähler und Nenner null, sodaß nicht ersichtlich, welchen Wert ϱ hierfür annimmt. Mit Hilfe eines Grenzübergangs bei einer fiktiven, besonders einfach konstruierten Absterbeordnung läßt sich jedoch die untere Grenze für das Maß der Güte feststellen. Während die Definition der optimalen Tafel zwangsläufig ist, ist der Begriff der pessimalen Tafel zunächst unbestimmt. Wir knüpfen bei ihrer Definition an die Erfahrungstatsache an, daß es auch bei eminent schlechten hygienischen Verhältnissen noch immer Menschen gibt, die sehr alt werden. Ferner soll der Verlauf der pessimalen Tafel analytisch möglichst einfach sein. Beides läßt sich wie folgt erreichen:

Man setze $l(0) = 1$ und nehme an, daß die Reihe der l(x) linear fällt, derart, daß die Generation mit dem Alter ω_1 ausgestorben wäre. Bei einem Alter x_1 jedoch, für das gelte

$$l(x_1) = \frac{x_1}{\omega},$$

setzt eine zweite lineare Entwicklung ein, derart, daß die Generation erst mit dem Alter ω ausgestorben ist.

[1]) Ich verdanke diesen Beweis einer freundlichen Mitteilung des Herrn von Bortkiewicz. Ein anderer findet sich in: Lebenserwartung und mittleres Alter der Lebenden. Zeitschrift f. d. ges. Versicherungswiss., Bd. 25, H. 1, 1925.

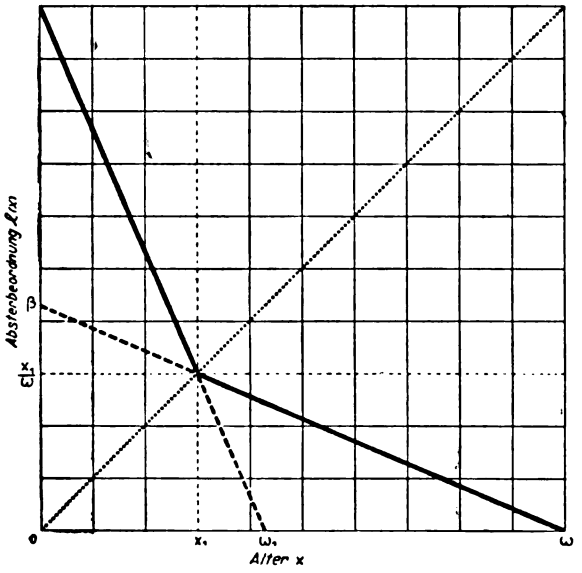
[1]) Die Theorie des Kapitels IV ist von dem Umfang, in dem ϱ die Güte tatsächlich charakterisiert, unabhängig.

Demnach setzen wir an

$$l(x) = \begin{cases} 1 - \frac{x}{\omega_1} & \text{für } 0 \leqq x \leqq x_1 \\ \beta\left(1 - \frac{x}{\omega}\right) & \text{für } x_1 \leqq x \leqq \omega. \end{cases}$$

Dabei liegt der Schnittpunkt der beiden Geraden auf der Diagonale. (Vergl. Fig. 3.)

3. Zum Maß der Güte



Die Lebenserwartung eines Neugeborenen wird

$$E(0) = \frac{x_1}{2}\left(1 + \frac{x_1}{\omega}\right) + \frac{x_1}{2\omega}(\omega - x_1)$$

$$= \frac{x_1}{2\omega}(\omega + x_1 + \omega - x_1)$$

$$= x_1.$$

Ferner wird

$$E(0)\,\bar{x} = \int_0^{x_1}\left(z - \frac{z^2}{\omega_1}\right)dz + \beta\int_{x_1}^{\omega}\left(z - \frac{z^2}{\omega}\right)dz$$

$$= \frac{x_1^2}{2} - \frac{x_1^3}{3\omega_1} + \frac{\beta}{2}(\omega^2 - x_1^2) - \frac{\beta}{3\omega}(\omega^3 - x_1^3).$$

Die Größen ω_1 und β lassen sich leicht ausschalten. Da die beiden Geraden für das Alter x_1 zusammentreffen, gilt für die erste

$$\frac{x_1}{\omega} = 1 - \frac{x_1}{\omega_1}, \text{ also } \frac{x_1}{\omega_1} = 1 - \frac{x_1}{\omega}$$

und für die zweite

$$\frac{x_1}{\omega} = \beta\left(1 - \frac{x_1}{\omega}\right), \text{ also } \beta = \frac{x_1}{\omega - x_1}.$$

Setzt man beide Werte ein, so wird

$$E(0)\,\bar{x} = \frac{x_1^2}{2} - \frac{x_1^2}{3} + \frac{x_1^3}{3\omega} + \frac{x_1}{2}(\omega + x_1) - \frac{x_1}{3\omega}(\omega^2 + \omega x_1 + x_1^2)$$

$$= \frac{x_1^2}{3} + \frac{x_1\omega}{6} = \frac{x_1(2x_1 + \omega)}{6}$$

und

$$\bar{x} = \frac{2x_1 + \omega}{6}.$$

Also wird

$$\varrho = \frac{3x_1}{2x_1 + \omega}$$

das Maß der Güte. Diese fiktive Absterbeordnung erlaubt verschiedene Spezialisierungen:

1. Wenn $x_1 = \frac{\omega}{2}$, also die gesamte Absterbeordnung nur aus einer Geraden besteht, wird $\varrho = {}^3/_4$.
2. Wenn $x_1 \to \omega$, also die Absterbeordnung sich dem absoluten Optimum nähert, wird $\varrho \to 1$, entsprechend dem oben Gesagten.
3. Wenn $x_1 \to 0$, sagen wir, daß die Absterbeordnung sich dem absoluten Pessimum nähert. Dann wird $\varrho \to 0$.

Da weder das absolute Optimum noch das absolute Pessimum praktisch denkbar, gilt allgemein

$$0 < \varrho < 1. \tag{14}$$

Je größer ϱ, desto günstiger ist die Tafel. Somit lassen sich alle Tafeln in einer Reihe anordnen, was mit Hilfe der Angaben von E(o) und $\bar{x}$ allein nicht möglich ist. Dabei ist zu beachten, daß zwei Tafeln den gleichen Wert aufweisen können, obwohl sie im mittleren Alter der Lebenden wie in der Lebenserwartung eines Neugeborenen auseinander gehen.

Das Maß der Güte ist also gleich dem Verhältnis des mittleren Alters beim Tod durch das doppelte mittlere Alter der Lebenden. In früheren Arbeiten[1]) wurde gezeigt, daß bei den meisten heutigen Sterbetafeln das mittlere Alter beim Tod größer ist als das mittlere Alter der Lebenden. Daher wird im allgemeinen $\varrho > \frac{1}{2}$ sein. Die Tafeln, welche ein kleineres Maß der Güte aufweisen, wird man als „ungünstig" bezeichnen können.

Dieses Maß der Güte läßt sich auch noch in einen anderen Zusammenhang stellen. Man betrachte die Verteilung der Gestorbenen nach ihrem Alter, $-\frac{d\,l(x)}{l(0)}$. Hierfür war der Mittelwert E(0). Das Quadrat des zugehörigen mittleren Fehlers beträgt

$$\mu^2 = -\frac{1}{l(0)}\int_0^{\omega}[z - E(0)]^2\,d\,l(z).$$

Nach einem bekannten Satz der Wahrscheinlichkeitstheorie wird dies

$$\mu^2 = -\frac{1}{l(0)}\int_0^{\omega} z^2\,d\,l(z) - E^2(0)$$

$$= \frac{2}{l(0)}\int_0^{\omega} z\,l(z)\,dz - E^2(0).$$

Multipliziert und dividiert man das Integral mit $\int_0^{\omega} l(z)\,dz$, so wird

$$\mu^2 = 2\,E(0)\,\bar{x} - E^2(0).$$

Bildet man nun die Schwankung v, also die Größe des

[1]) Eine allgemeine Eigenschaft der Sterbetafel. Zeitschrift für die ges. Versicherungswissenschaft, Bd. 24, H. 4, 1924; Eine Eigenschaft der Sterbetafel. Zeitschrift für angewandte Mathematik und Mechanik, Bd. 4, 1924.

Digitized by Google

mittleren Fehlers dividiert durch den Mittelwert, so wird

$$v = \sqrt{\frac{2\bar{x}}{E(0)} - 1},$$

oder wenn man das Maß der Güte einführt,

$$v = \sqrt{\frac{1}{\varrho} - 1}.$$

Je größer also die Schwankung bei der Verteilung der Gestorbenen über die Alter, desto ungünstiger ist die Sterbetafel[1]) im oben definierten Sinne.

Es interessiert auch, die Funktion $\frac{2[\bar{x}(x) - x]}{T(x)}$ zu betrachten. Für den Neugeborenen ist sie gleich dem reziproken Wert für das Maß der Güte. Für die optimale Tafel ist

$$\bar{x}(x) - x = \frac{\omega - x}{2}$$

$$T(x) = \omega - x.$$

Daher wird der obige Ausdruck ständig gleich Eins. Für alle reell existierenden Tafeln aber ist er eine Funktion des Alters. Um diese Abhängigkeit zu erkennen, differenziere man zunächst das mittlere Alter der Lebenden.

$$\frac{d}{dx}\frac{\int_x^\omega z\, l(z)\, dz}{T(x)} = \frac{1}{T^2(x)}[-T(x)\, x\, l(x) + \bar{x}(x)\, T(x)\, l(x)].$$

Also wird

$$\frac{d\,\bar{x}(x)}{dx} = \frac{l(x)}{T(x)}[\bar{x}(x) - x].$$

Daher erhält man

$$\frac{d}{dx}\left[\frac{2[\bar{x}(x) - x]}{T(x)}\right]$$

$$= \frac{2}{T^2(x)}\{l(x)[\bar{x}(x) - x] - T(x) + [\bar{x}(x) - x]\, l(x)\}$$

oder

$$\frac{d}{dx}\left[\frac{2[\bar{x}(x) - x]}{T(x)}\right] = \frac{2}{T^2(x)}\{2\, l(x)[\bar{x}(x) - x] - T(x)\}.$$

Dieser Differentialquotient ist stets positiv, da

$$\bar{x}(x) - x > \frac{E(x)}{2},$$

wie wir oben (S. 11) bewiesen haben.

Um den Wert festzustellen, den der obige Ausdruck für das Grenzalter annimmt, schreibe man ihn unter Benutzung von (11) in der Form

$$\frac{2}{T^2(x)}\int_x^\omega T(z)\, dz.$$

Für $x = \omega$ ist dies unbestimmt. Man erhält daher durch Differentiation von Zähler und Nenner

$$\frac{-2\, T(x)}{-2\, T(x)\, l(x)} = \frac{1}{l(x)},$$

welcher Wert für $x = \omega$ über alle Grenzen wächst. Demnach beginnt der Ausdruck $\frac{2[\bar{x}(x) - x]}{T(x)}$ für das Alter null mit dem reziproken Wert des Maßes der Güte und geht mit wachsendem Alter nach unendlich.

6. Die charakteristischen Alter.

Der spezifische Verlauf der Kindersterblichkeit zeigt sich darin, daß die biometrischen Funktionen Extreme aufweisen. Für das folgende genügt es, wenn wir die diesbezüglichen wichtigsten empirischen Tatsachen registrieren.[1]) Zunächst fällt die Zahl der in der Altersseinheit Gestorbenen vom Alter null an und erreicht ein Minimum etwa beim 13. Jahr. Ebenso sinkt die Sterbensintensität vom Alter null an bis etwa zum 13. Jahr, um von da an ständig zu steigen. Dagegen steigt die Lebenserwartung vom Alter null an und erreicht bei etwa 3 Jahren ein Maximum. Man wird diese drei Alter als charakteristische bezeichnen können. Was ihre Reihenfolge betrifft, so läßt sich leicht beweisen, daß zuerst die Lebenserwartung ein Maximum hat, daß dann die Sterbensintensität und zuletzt die Zahl der in der Alterseinheit Gestorbenen ein Minimum aufweist. Man bezeichne diese drei Alter mit x_1, x_2 und x_3, so gilt für das erste

$$E'(x_1) = 0 \text{ und } E''(x_1) < 0.$$

Nun gilt für den Verlauf der Sterbensintensität nach (6)

$$\operatorname{sign} \mu'(x) = \operatorname{sign}\{E(x)\, E''(x) - [1 + E'(x)]\, E'(x)\}$$

Daher wird für dieses Alter

$$\operatorname{sign} \mu'(x_1) < 0.$$

Das Maximum der Lebenserwartung liegt also vor dem Minimum der Sterbensintensität.

Für das zweite Alter gilt

$$\mu'(x_2) = 0$$

oder $$\frac{d}{dx}\frac{l'(x_2)}{l(x_2)} = 0$$

oder $$l(x_2)\, l''(x_2) = l'^2(x_2)$$

also $$l''(x_2) = \frac{l'^2(x_2)}{l(x_2)} > 0.$$

Die Zahl der Gestorbenen sinkt also bei dem Alter, für welches die Sterbensintensität ein Minimum aufweist. Beim 3. Alter soll $l'(x) = 0$ und $l'''(x) > 0$ sein, während bis dorthin die Zahl der Gestorbenen als Funktion der Zeit abnimmt, also $l''(x) > 0$ ist. Daher liegt das Minimum der Sterbensintensität vor dem Minimum der Zahl der Gestorbenen.

Außer diesen drei charakteristischen Punkten, welche mit der Kindersterblichkeit zusammenhängen, existiert noch ein vierter, welcher die Altersterblichkeit charakterisiert.

Nach dem Minimum muß nämlich die Zahl der Gestorbenen wieder wachsen, und da sie wegen der Abnahme der Zahl der Überlebenden nicht ständig wachsen kann, vielmehr wegen der oberen Grenz-

[1]) Vergl.: Wie kann die Sterbetafel durch einen Koeffizienten charakterisiert werden? Dtsch. Stat. Zentr. Blatt, Bd. 22, H. 8, 1930; Bd. 23, H. 1, 1931.

[1]) Näheres bei Tadeusz Poznanski: Beiträge zur mathematischen Theorie der biometrischen Funktionen. Mitteilungen der Vereinigung schweiz. Vers. Mathematiker, 13. Heft, Juni 1918, S. 63 ff.

Digitized by Google

bedingung gegen null geht, muß ein Alter $x_4 = \xi$ existieren, bei dem die Zahl der Gestorbenen ein Maximum aufweist. Unter der wahrscheinlichsten Lebensdauer wird verstanden die Differenz zwischen demjenigen Alter, für das die Wahrscheinlichkeit zu sterben ein Maximum ist, und dem gegenwärtigen Alter x. Nun ist die Wahrscheinlichkeit für einen Neugeborenen, im Alter x bis $x + dx$ zu sterben, $-\frac{dl(x)}{l(0)}$. Sie hat ein Maximum bei demjenigen Alter, für das

$$\frac{d^2 l(x)}{dx^2} = 0 \text{ und } \frac{d^3 l(x)}{dx^3} < 0.$$

Das durch diese beiden Bedingungen bestimmte Alter ist die wahrscheinlichste Lebensdauer eines Neugeborenen. Sie wird auch normale Lebensdauer genannt. Die wahrscheinlichste Lebensdauer eines xjährigen ist gleich der Differenz aus der normalen Lebensdauer und dem Ausgangsalter x.

Somit sind die im folgenden benötigten biometrischen Funktionen: die Absterbeordnung, die verlebte Zeit, die Sterbensintensität, die Lebenserwartung, die Sterbeziffern, das mittlere Alter beim Tod, das mittlere Alter der Lebenden, das Maß der Güte und die wahrscheinlichste Lebensdauer definiert und ihre prinzipiellen gegenseitigen Beziehungen klargestellt. Unsern ganzen Betrachtungen legen wir stets die Realisierung der Absterbeordnung in der stationären Bevölkerung zugrunde.

II. Empirische Berechnung der biometrischen Funktionen.

7. Aufstellung der Absterbeordnung.

Es fragt sich nunmehr, wie wir zur Kenntnis dieser Funktionen für eine bestimmte Bevölkerung gelangen. Denn selbstverständlich hätte es keinen Sinn, eine große Anzahl Neugeborener zu kontrollieren, bis sie alle ausgestorben sind. Da eine solche Untersuchung etwa 100 Jahre brauchen würde, wäre ihre Durchführbarkeit zudem höchst zweifelhaft. Ebensowenig gibt es stationäre Bevölkerungen, deren Altersaufbau uns ohne weiteres die Absterbeordnung liefert.

Das Problem besteht also darin, aus der lebenden Bevölkerung mit Hilfe von Volkszählungen und Registrierung der Todesfälle eine der biometrischen Funktionen in ihrer Abhängigkeit vom Alter abzuleiten; dann lassen sich alle anderen berechnen. Über dieses zentrale Problem der Sterblichkeitsmessung existiert eine gewaltige Literatur; denn hier liegt eine Grundaufgabe der Bevölkerungsstatistik und der Versicherungsmathematik vor. Für uns genügt es, das Prinzip zu erkennen.

Aus einer Volkszählung, gehalten am 31. Dezember eines Jahres τ, ist bekannt, in welchem Jahr jeder zu dieser Zeit Lebende geboren ist. Die im Jahre t, also vom 1. Januar bis 31. Dezember dieses Jahres Geborenen stehen bei der Zählung im Alter von $x = \tau - t$ bis $x + 1 = \tau - t + 1$ Jahren. Ihre Zahl sei $V(\tau)$.

Ferner seien aus der Registrierung der Toten bekannt die Zahlen M_1 und M_2 derer, die im Laufe der beiden Jahre τ und $\tau + 1$ im Alter von x bis $x + 1$ Jahren von den im Jahre t Geborenen gestorben sind. Dann ist die Zahl derer, die im Jahre t geboren, das Alter x im Laufe des Jahres τ erreicht haben,

$$V(x) = V(\tau) + M_1$$

und die Zahl derer, die, im Jahre t geboren, das Alter $x + 1$ im Lauf des Jahres $\tau + 1$ erreicht haben,

$$V(x+1) = V(\tau) - M_2.$$

Hieraus erhält man die Überlebenswahrscheinlichkeit eines xjährigen als

$$p(x) = \frac{V(x+1)}{V(x)}.$$

Wendet man dieses Verfahren auf jedes Alter an, so erhält man nach Wahl eines willkürlichen l(0) durch sukzessive Multiplikation die gesamte Absterbeordnung.

Andere Methoden gehen von der Erfassung der Sterbenswahrscheinlichkeit aus. Sie wird ermittelt durch Division der in zwei aufeinanderfolgenden Jahren innerhalb eines einjährigen Altersintervalls Gestorbenen durch die am Ende des ersten Jahres Lebenden plus die innerhalb des ersten Jahres im gleichen Altersintervall Gestorbenen, wobei sämtliche drei Werte sich nur auf die innerhalb des gleichen Jahres Geborenen beziehen. Sobald die Sterbenswahrscheinlichkeit für alle Altersklassen ermittelt ist, erhält man die Absterbeordnung wieder durch sukzessive Multiplikation eines Ausgangswerts l(0) mit der Sterbenswahrscheinlichkeit aus den so berechneten Werten der Gestorbenen.

In der Praxis sind bei diesen Verfahren eine Reihe von Kautelen zu beachten. Da nämlich Volkszählungen nicht am Jahresende stattfinden, fallen Geburts- und Altersjahre nicht zusammen. Daher müssen die beobachteten Zahlen der Lebenden mit Hilfe bestimmter Annahmen auf das Jahresende umgerechnet werden. Ferner müssen die Ein- und Auswanderungen in Rechnung gezogen werden. Endlich empfiehlt es sich, nicht bloß eine Zählung und die Beobachtung zweier Jahre, sondern mehrere Zählungen und Jahre zugrunde zu legen. Dies führt zu verschiedenen Modifikationen, die aber für unsere prinzipielle Fragestellung nicht interessieren.

Somit können wir die Absterbeordnung, die Erlebens-, Überlebens- und Sterbenswahrscheinlichkeit für ganzzahlige Alter als bekannt voraussetzen. Die Berechnung dieser Funktionen für beliebige, also nicht ganzzahlige Alter, ist dann ein Problem der Interpolation.

8. Sterbensintensität.

Auf diese Weise geht auch die Berechnung der anderen biometrischen Funktionen, welche Differenzierbarkeit oder Integrierbarkeit der Absterbeordnung voraussetzen, vor sich. Wir werden uns auf die Dar-

Digitized by Google

stellung der einfachsten hierbei üblichen Methoden beschränken, da es uns nur auf das Prinzip ankommt.

Die Sterbensintensität kann angenähert durch Bildung endlicher Differenzen berechnet werden. Nimmt man an, daß die Absterbeordnung zwischen den Altern $x-1$ und $x+1$ durch eine ganze rationale Funktion 2. Grades wiedergegeben werden kann, daß also

$$l(x+t) = l(x) + b\,t + c\,t^2,$$

und bestimmt b und c aus

$$l(x-1) = l(x) - b + c$$

und

$$l(x+1) = l(x) + b + c$$

als

$$c = \frac{l(x-1)+l(x+1)}{2} - l(x)$$

und

$$b = -\frac{l(x+1)-l(x-1)}{2},$$

so wird die Sterbensintensität für alle ganzzahligen Alter

$$\mu(x) = -\left[\frac{d\,l(x+t)}{d\,t\,l(x+t)}\right]_{t=0}$$

oder

$$\mu(x) = -\frac{b}{l(x)} = \frac{l(x-1)-l(x+1)}{2\,l(x)}. \qquad (15)$$

Da diese Annäherung für gewöhnlich ausreicht, ist die Sterbensintensität somit im Prinzip für alle ganzzahligen Altersstufen berechenbar. In der Versicherungspraxis werden gewöhnlich feinere Methoden verwendet, indem für $l(x+t)$ eine Parabel höherer Ordnung angesetzt wird. (Vergl. Textbook of the Institute of Actuaries Bd. II, im folgenden als Textbook zitiert, London 1902, Kap. 2 u. 23.)

9. Lebenserwartung.

Bei der numerischen Bestimmung der Lebenserwartung und des mittleren Alters der Lebenden handelt es sich um die Auswertung von Integralen über eine Funktion, die nur für ganzzahlige Werte der Integrationsvariablen gegeben ist. Hierbei genügt es bereits, den Verlauf der Absterbeordnung zwischen zwei ganzzahligen Altern als linear anzusetzen. Daher wird die Auswertung der Integrale in der Praxis einfach mit Hilfe der Trapezformel vorgenommen. Die Größe der stationären Bevölkerung zwischen dem xten und $x+1$ten Lebensjahr wird so

$$\int_x^{x+1} l(z)\,dz = \frac{l(x)+l(x+1)}{2},$$

und die von den xjährigen verlebte Zeit wird nach (1) zu

$$T(x) = \frac{1}{2}\sum_{\nu=0}^{\omega-x-1}[l(x+\nu)+l(x+\nu+1)]$$

$$= \frac{l(x)}{2} + \sum_{z=x+1}^{\omega} l(z)$$

$$= \sum_{z=x}^{\omega} l(z) - \frac{l(x)}{2} \qquad (16)$$

Dieser Ansatz läßt sich auch auf folgende anschaulichere Weise rechtfertigen. Angenommen, sämtliche Todesfälle erfolgen genau am Schluß des Altersjahrs, so durchleben die $l(x)$, welche den xten Geburtstag erlebt haben, zusammen noch $\sum_{z=x}^{\omega} l(z)$ Jahre. Angenommen, die Todesfälle erfolgen genau am Anfang, so durchleben sie noch $\sum_{z=x+1}^{\omega} l(z)$ Jahre. In Wirklichkeit wird die durchlebte Zeit zwischen beiden Werten liegen. Daher treffen auf einen xjährigen

$$E(x) = \frac{1}{2\,l(x)}\left(l(x) + 2\sum_{z=x+1}^{\omega} l(z)\right)$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{l(x)}\sum_{z=x+1}^{\omega} l(z) \qquad (17)$$

noch zu verlebende Jahre.

Die ersten beiden Altersjahre weisen ein zu rasches Absterben auf, als daß es genügen würde, die Sterbefälle gleichmäßig über die Altersjahre zu verteilen. Man berücksichtigt daher beim zweiten Jahr noch die Vierteljahre und nimmt einen gleichmäßigen Verlauf der Sterbefälle während dieser Zeit an. Da bei der Berechnung der verlebten Zeit diejenigen, welche ein solches Intervall durchlebten, nur jeweils mit dem entsprechenden Bruchteil eines Jahres angesetzt werden dürfen, wird

$$T(1) = \frac{l(1)}{8} + \frac{1}{4}\sum_{\nu=1}^{3} l\left(1+\frac{\nu}{4}\right) + \frac{l(2)}{8} - \frac{l(2)}{2} + \sum_{z=2}^{\omega} l(z)$$

$$= \sum_{z=1}^{\omega} l(z) + \frac{1}{4}\sum_{\nu=1}^{3} l\left(1+\frac{\nu}{4}\right) - \frac{7\,l(1)+3\,l(2)}{8}. \qquad (18)$$

Berücksichtigt man beim ersten Lebensjahr noch die einzelnen Monate, so wird die von den Neugeborenen verlebte Zeit auf Grund der gleichen Methode

$$T(0) = \frac{l(0)+l(1)}{24} + \frac{1}{12}\sum_{\nu=1}^{11} l\left(\frac{\nu}{12}\right) + T(1)$$

$$= \sum_{z=0}^{\omega} l(z) + \frac{1}{12}\sum_{\nu=1}^{11} l\left(\frac{\nu}{12}\right) + \frac{1}{4}\sum_{\nu=1}^{3} l\left(1+\frac{\nu}{4}\right)$$

$$- \frac{1}{24}[23\,l(0)+20\,l(1)+9\,l(2)]. \qquad (19)$$

Damit ist die Berechnung der verlebten Zeit und der Lebenserwartung für alle Alter klargestellt. Feinere diesbezügliche Methoden hat L. v. Bortkiewicz[1]) entwickelt.

10. Mittleres Alter der Lebenden.

Mit Hilfe der gleichen Trapezmethode wird das mittlere Alter der Lebenden berechnet. Man zerlegt das Integral zunächst wieder in einjährige Abschnitte, sodaß

$$\int_x^{\omega} z\,l(z)\,dz = \sum_{\nu=x}^{\omega-1}\int_{\nu}^{\nu+1} z\,l(z)\,dz,$$

[1]) Die Sterbeziffer und der Frauenüberschuss in der stationären und progressiven Bevölkerung. Bulletin de l'Institut International de Statistique, Den Haag, 1912, Bd. XIX, 1, S. 63—141; 3, S. 308—309.

Digitized by Google

und nimmt an, daß l(x) innerhalb der einzelnen Jahre linear verläuft, sodaß innerhalb eines Jahres

$$l(z) = l(\nu) - (z-\nu)\,[l(\nu) - l(\nu+1)]$$

oder $\quad l(z) = (1+\nu-z)\,l(\nu) + (z-\nu)\,l(\nu+1)$,

dann wird das Integral für ein Jahresintervall

$$\int_{\nu}^{\nu+1} z\,l(z)\,dz = l(\nu)\left(\nu + \frac{1}{2} + \nu^2 + \frac{\nu}{2} - \nu^2 - \nu - \frac{1}{3}\right) + l(\nu+1)\left(-\nu^2 - \frac{\nu}{2} + \nu^2 + \nu + \frac{1}{3}\right) = l(\nu)\left(\frac{\nu}{2} + \frac{1}{6}\right) + l(\nu+1)\left(\frac{\nu}{2} + \frac{1}{3}\right).$$

Daher wird das ganze Integral

$$\int_{x}^{\omega} z\,l(z)\,dz = \frac{1}{2}\sum_{x}^{\omega-1} z\,l(z) + \frac{1}{2}\sum_{x}^{\omega-1}(z+1)\,l(z+1) - \frac{1}{6}\sum_{x}^{\omega-1} l(z+1) + \frac{1}{6}\sum_{x}^{\omega-1} l(z) = \sum_{x}^{\omega-1} z\,l(z) - \frac{3x-1}{6}\,l(x)$$

und das mittlere Alter der über dem Alter x Lebenden wird

$$\bar{x}(x) = \frac{\sum_{x}^{\omega-1} z\,l(z) - \frac{3x-1}{6}\,l(x)}{\sum_{x}^{\omega-1} l(z) - \frac{l(x)}{2}}. \qquad (20)$$

Die Verwendung dieser Formel verlangt die Multiplikation jedes Alters mit dem betr. Wert der Absterbeordnung und die Summierung all dieser Produkte.

In manchen Sterbetafeln sind aber die nach der Trapezformel berechneten verlebten Zeiten bereits angegeben. Daher empfiehlt es sich, das mittlere Alter auf diese verlebten Zeiten T(x) zu reduzieren, weil man es dann ohne Vornahme der Multiplikationen aus den Angaben der Sterbetafel durch Additionen berechnen kann. Nun ist

$$\sum_{z=x}^{\omega-1} z\,l(z) = x\sum_{z=x}^{\omega-1} l(z) + \sum_{z=x+1}^{\omega-1}(z-x)\,l(z) = x\sum_{z=x}^{\omega-1} l(z) + \sum_{\nu=1}^{\omega-x-1}\ \sum_{z=x+\nu}^{\omega-1} l(z);$$

andererseits ist nach der Trapezformel

$$\sum_{x}^{\omega-1} l(z) = T(x) + \frac{l(x)}{2}.$$

Daher wird

$$\sum_{x}^{\omega-1} z\,l(z) = x\,T(x) + \frac{x\,l(x)}{2} + \sum_{1}^{\omega-x-1} T(x+\nu) + \frac{1}{2}\sum_{1}^{\omega-x-1} l(x+\nu) = x\,T(x) + \frac{x\,l(x)}{2} + \sum_{x+1}^{\omega-1} T(z) + \frac{1}{2}\,T(x+1) + \frac{l(x+1)}{4}.$$

Nun gilt für die verlebten Zeiten nach (16)

$$T(x+1) = \sum_{x}^{\omega-1} l(z) - l(x) - \frac{l(x+1)}{2},$$

sodaß sie untereinander zusammenhängen durch

$$T(x+1) = T(x) - \frac{l(x) + l(x+1)}{2}.$$

Setzt man dies ein, so wird der Zähler in (20)

$$\left.\begin{aligned}\sum_{x}^{\omega-1} z\,l(z) - \frac{x\,l(x)}{2} + \frac{l(x)}{6} &= x\,T(x) + \sum_{x+1}^{\omega-1} T(z) \\ &\quad + \frac{1}{2}\,T(x) - \frac{l(x)}{4} + \frac{l(x)}{6}\end{aligned}\right\} \qquad (21)$$

und $$\bar{x}(x) = x + \frac{1}{2} + \frac{1}{T(x)}\left(\sum_{x+1}^{\omega-1} T(z) - \frac{l(x)}{12}\right). \qquad (22)$$

Normalerweise wird man den letzten Faktor in der Klammer gegen den ersten vernachlässigen können. So ergibt sich für die Sterbetafel Dt. Reich m., 1891/00

für $x = 3$ $\quad \sum_{4}^{\omega-1} T(z) = 1176{,}34095$

$T(3) = \quad 38{,}26273$

$l(3) = \quad 0{,}70999.$

Daher $\bar{x}(3) = 34{,}24$.

Die beiden Formeln (21) und (22) gelten für alle Altersklassen, bei denen die lineare Interpolation zulässig ist, also praktisch vom 3. Lebensjahr an. Für das erste und zweite Lebensjahr ist die Berechnung des Nenners in (18) und (19) klargestellt. Zur Berechnung des Zählers hätte man wiederum die lineare Annahme für die einzelnen Vierteljahre bezw. Monate durchzuführen. Aber die bisherige Annahme führt auf

$$\int_{0}^{1} z\,l(z)\,dz = \frac{1}{6} + \frac{l(1)}{3},$$

eine Größe, die jedenfalls kleiner ist als 0,5. Der Fehler, den man durch diesen Ansatz macht, verschwindet gegenüber dem Faktor $\sum_{4}^{\omega-1} z\,l(z)$, dessen größtes Glied $\sum_{4}^{\omega-1} T(z)$ bereits, wie man sah, von der Größenordnung 1000 ist. Erst recht wird er verschwinden gegenüber $\sum_{0}^{\omega-1} z\,l(z)$. Und erst recht gilt dies für das zweite Lebensjahr, bei welchem der durch Verwendung der linearen Interpolation gemachte Fehler noch geringer ist. Zur Berechnung von $\bar{x}$ und $\bar{x}(1)$ verwenden wir also beim Zähler (21) und beim Nenner (18) bzw. (19). Für diejenigen Tafeln, in denen die Reihe der l(x) nur für ganzzahlige Alter gegeben ist — und dies ist die Mehrzahl — gilt also

$$\bar{x} = \frac{\sum_{0}^{\omega-1} z\,l(z) + \frac{l(0)}{6}}{\sum_{0}^{\omega-1} l(z) - \frac{l(0)}{2}}. \qquad (23)$$

Digitized by Google

In manchen Tafeln sind nicht alle Jahre, sondern nur jedes 5. oder 10. Jahr angegeben. Um auch aus solchen Absterbeordnungen die verlebte Zeit und das mittlere Alter der Lebenden zu berechnen, betrachte man eine Tabelle, welche nach ganzen Vielfachen von k Jahren fortschreitet. Die Sterbetafel lautet dann $l(x+\nu k)$, wobei $\nu = 0, 1, 2 \ldots . n$. Für den letzten Wert gilt $x + n k \geqq \omega$. Jeder Mensch im Alter x, welcher den kten darauf folgenden Geburtstag erlebt, verlebt in der Zwischenzeit k Jahre. Daher wird

$$T(x) = \frac{k}{2}\left(\sum_{\nu=0}^{n} l(x+\nu k) + l(x+\overline{\nu+1}\,k)\right)$$

$$= k\left(\sum_{\nu=1}^{n} l(x+\nu k) + \frac{l(x)}{2}\right)$$

oder

$$T(x) = k\left(\sum_{\nu=0}^{n} l(x+\nu k) - \frac{l(x)}{2}\right). \qquad (24)$$

Zur Berechnung des mittleren Alters der Lebenden wird man das Integral in die einzelnen Abschnitte von der Länge k zerlegen, sodaß

$$\int_x^\omega z\, l(z)\, dz = \sum_{\nu=0}^{n} \int_{x+\nu k}^{x+\overline{\nu+1}\,k} z\, l(z)\, dz,$$

wobei man entsprechend dem Vorgang bei (20) innerhalb der Integrationsgrenzen ansetzt

$$l(z) = l(x+\nu k)\left(1 - \frac{z-x-\nu k}{k}\right) + l(x+\overline{\nu+1}\,k)\left(\frac{z-x-\nu k}{k}\right),$$

was, wie man sofort sieht, den beiden Grenzbedingungen für $z = x+\nu k$ bezw $z = x+\overline{\nu+1}\,k$ genügt. Dann wird

$$\int_{x+\nu k}^{x+\overline{\nu+1}\,k} z\, l(z)\, dz = l(x+\nu k)\left[\left(1+\frac{x+\nu k}{k}\right)\left(k(x+\nu k) + \frac{k^2}{2}\right) - \frac{1}{k}\left(k(x+\nu k)^2 + k^2(x+\nu k) + \frac{k^3}{3}\right)\right]$$

$$+ l(x+\overline{\nu+1}\,k)\left[-\frac{x+\nu k}{k}\left(k(x+\nu k) + \frac{k^2}{2}\right) + \frac{1}{k}\left(k(x+\nu k)^2 + k^2(x+\nu k) + \frac{k^3}{3}\right)\right]$$

$$= k\, l(x+\nu k)\left(\frac{x+\nu k}{2} + \frac{k}{6}\right) + k\, l(x+\overline{\nu+1}\,k)\left(\frac{x+\nu k}{2} + \frac{k}{3}\right).$$

Setzt man dies ein, so wird

$$\int_x^\omega z\, l(z)\, dz = k\sum_{\nu=0}^{n}(x+\nu k)\, l(x+\nu k) - \frac{k}{2}\, x\, l(x) - \frac{k^2}{2}\sum_{\nu=0}^{n} l(x+\nu k) + \frac{k^2}{2}\, l(x) + \frac{k^2}{6}\left(3\sum_{\nu=0}^{n} l(x+\nu k) - 2\, l(x)\right)$$

$$= k\left(\sum_{\nu=0}^{n}(x+\nu k)\, l(x+\nu k) - \frac{l(x)}{6}(3x-k)\right).$$

Somit wird

$$\bar{x}(x) = \frac{\sum_{\nu=0}^{n}(x+\nu k)\, l(x+\nu k) - \frac{l(x)\,(3x-k)}{6}}{\sum_{\nu=0}^{n} l(x+\nu k) - \frac{l(x)}{2}}. \qquad (25)$$

Die verlebte Zeit und das mittlere Alter der Lebenden können also auch für solche unvollständig gegebenen Tabellen berechnet werden. Die Methode kann auch dazu verwendet werden, um für vollständig gegebene Tabellen angenäherte Werte rasch zu berechnen.

Die folgende Tabelle 1 gibt die Lebenserwartung eines Neugeborenen, das mittlere Alter der Lebenden und das sogenannte Maß der Güte für einige Länder:

Hauptwerte für einige Sterbetafeln (Tab. 1)

Land	Zeit	Lebenserwartung eines Neugeborenen	Mittleres Alter der Lebenden	Maß der Güte
Indien, m. . . .	1901/10	22,59408	24,99270	0,452014
Indien, w. . . .	1901/10	23,39329	25,31180	0,462102
Columbia[1]), m. .	1901/10	28,30642	26,83918	0,527334
Or. Reg. Stat.[1]), m.	1901	32,53580	29,63502	0,548942
Or. Reg. Stat.[1]), m.	1910	34,05206	28,95241	0,588070
Or. Reg. Stat.[1]), w.	1910	37,66879	30,15999	0,624483
Dt. Reich, m. . .	1891/00	40,55973	32,38643	0,626184
Ver. St. v. Amerika	1901	49,24000	32,13548	0,766131

[1]) Neger

11. Wahrscheinlichste Lebensdauer und Grenzalter.

Bei den heutigen Sterbetafeln der weißen Bevölkerungen weist die Zahl der jährlich Gestorbenen eine Häufung in der Nähe des biblischen Alters von 70 Jahren auf. Es gilt nun, hieraus das Maximum der in der Zeiteinheit Gestorbenen — $l'(x)$ festzustellen. Hierzu nimmt Lexis[1]) an, daß diese Größe in der Umgebung des Maximums durch eine ganze rationale Funktion zweiten Grades wiedergegeben werden kann. Er bestimmt die drei Konstanten aus dem Jahr, das die maximale Zahl der Gestorbenen aufweist, dem vorangegangenen und dem nachfolgenden und die genaue Lage des Maximums aus dem Differentialquotienten dieser Funktion. Das beobachtete Maximum der Gestorbenen liege im Altersjahr m bis m+1. Da für die in der Zeiteinheit Gestorbenen gelten soll

$$-\frac{d\, l(x)}{dx} = 3\alpha x^2 + 2\beta x + \gamma,$$

so liegt das Maximum der Gestorbenen, also die

[1]) Zur Theorie der Massenerscheinungen etc. Freiburg i. B. 1877, S. 42, und Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik. Jena 1903, S. 111.

Digitized by Google

wahrscheinlichste Lebensdauer, beim Alter $\xi = -\frac{2\beta}{6\alpha}$.

Zur Bestimmung dieses Alters verwendet man die beobachteten Zahlen der in den einzelnen Altersjahren Gestorbenen D_x. Sie betragen

$$D_x = \int_x^{x+1} (3\alpha z^2 + 2\beta z + \gamma)\, dz$$
$$= \alpha(3x^2 + 3x + 1) + \beta(2x + 1) + \gamma.$$

Daher ist

$$D_m = \alpha(3m^2 + 3m + 1) + \beta(2m + 1) + \gamma.$$

Die in den beiden benachbarten Jahren Gestorbenen betragen

$$D_{m-1} = \alpha(3m^2 - 3m + 1) + \beta(2m - 1) + \gamma$$

und

$$D_{m+1} = \alpha(3m^2 + 9m + 7) + \beta(2m + 3) + \gamma.$$

Dann ergeben sich die gesuchten Konstanten aus

$$D_m - D_{m-1} = 6\alpha m + 2\beta$$
$$-D_m + D_{m+1} = 6\alpha m + 6\alpha + 2\beta,$$

sodaß $\quad 6\alpha = -2D_m + D_{m-1} + D_{m+1}$

und

$$2\beta = (2m + 1)D_m - (m + 1)D_{m-1} - mD_{m+1}.$$

Daher wird die wahrscheinlichste Lebensdauer eines Neugeborenen

$$\xi = m + \frac{D_m - D_{m-1}}{2D_m - D_{m-1} - D_{m+1}}, \qquad (26)$$

wobei m, D_m, D_{m-1}, D_{m+1} aus der Beobachtung entnommen werden.

Die dritte Konstante γ erhält man aus

$$\frac{D_m + D_{m+1}}{2} = 3\alpha m^2 + \alpha + 2\beta m + \gamma.$$

Berücksichtigt man

$$\frac{D_m - D_{m-1}}{2} = 3\alpha m + \beta$$

so wird

$$\gamma = -\frac{1}{2}[D_m(m-1) - D_{m-1}(m+1)] - \alpha - \beta m.$$

Für das im allgemeinen nicht ganzzahlige Altersintervall, in dessen Mitte ξ liegt, ergibt sich die Zahl der Gestorbenen, indem man in der obigen Formel für D_x das Alter x durch $\xi - \frac{1}{2}$ ersetzt. Doch wird sich dieser Wert im allgemeinen von D_m kaum unterscheiden. Als Beispiel betrachte man die im Textbook of the Institute of Actuaries angegebene Tafel. Das Maximum der Gestorbenen liegt im 73. bis 74. Jahr und beträgt 2496. Somit ist

$$m = 73$$
$$D_m = 2496$$

wogegen $\quad D_{m-1} = 2490$

und $\quad D_{m+1} = 2487.$

Daher wird $\alpha = -2{,}5$; $\beta = 550{,}5$; $\gamma = -37\,910$. Das Maximum der Gestorbenen liegt also bei $\xi = 73{,}4$ Jahren und die Zahl der Gestorbenen in dem Jahresintervall, in dem dieses Maximum zentral gelegen ist, beträgt $D_{72{,}9} = 2495{,}4$.

Eine Berechnung des Grenzalters ist im allgemeinen nicht üblich. Denn das Grenzalter ist keine für eine empirische Sterbetafel charakteristische Größe. Es ist praktisch überhaupt nicht genau festzustellen. Angenäherte Beobachtungen zeigen, daß es sich während einiger Jahrhunderte wohl kaum verändert hat. Als Ersatz findet manchmal bei Volkszählungen eine namentliche Feststellung der über 100jährigen Personen und ihres Alters statt. Da die Angaben für die höchsten Alter wegen der geringen Zahlen unsicher sind, pflegt man sie in den Sterbetafeln mit Hilfe analytischer Formeln auszugleichen. Meistens wird hierbei die Gompertz-Makeham'sche Formel verwendet. In ihr tritt ein Grenzalter überhaupt nicht auf, sodaß $\omega = \infty$ angenommen werden kann. Diese Methode sieht zunächst widersinnig aus. Denn man könnte aus ihr auf die Annahme schließen, daß die Menschen unendlich alt werden können. Dem ist nicht so. Denn gleichzeitig wird hierbei angenommen, daß l(x) von einem bestimmten Altersgebiet an außerordentlich kleine Werte annimmt. Wenn etwa bereits $l(100) = 10^{-5}$ ist, ist die Wahrscheinlichkeit, einen Menschen in einem merklich größeren Alter zu treffen, ungeheuer gering. So gering, daß alle unsere bisherigen Beobachtungen nicht ausreichen, damit sein Auftreten vernünftigerweise zu erwarten ist. Die Existenz eines 200jährigen ist nicht denkunmöglich, aber die Zahl der Beobachtungen, die notwendig sind, damit der Realisierung eines solchen Exemplares eine merkliche Wahrscheinlichkeit zukommt, wäre vermutlich größer als die Zahl aller Menschen auf dieser Erde.

Somit liegt in der Tatsache, daß im allgemeinen keine obere Grenze des menschlichen Lebens angesetzt wird, nicht der mindeste Widerspruch zur Erfahrung, daß Menschen über 100 Jahre kaum beobachtet werden. Diese Betrachtungsweise[1]), welche an die Stelle der Unmöglichkeit die Unwahrscheinlichkeit setzt, ist auch in der neueren Physik üblich. Insbesondere hat der sogenannte zweite Hauptsatz einen statistischen Charakter. Danach ist selbst der Übergang der Wärme vom wärmeren zum kälteren Körper nur wahrscheinlich, und es wäre der Fall denkbar, daß wir durch Berührung mit dem Ofen kälter, der Ofen aber heißer würde. Aber dieser Fall besitzt nur eine ungeheuer geringe Wahrscheinlichkeit.

Die Vorstellung eines endlichen Grenzalters bietet bei unserem Problem sogar größere mathematische Schwierigkeiten, weil sie einen Sprung von der endlichen Größe der Lebenserwartung für das Alter $\omega - 1$ auf Null für das Alter ω voraussetzt. Falls kein endliches Grenzalter angenommen wird, braucht die Lebenserwartung mit steigendem Alter nicht gegen null zu gehen. Auch dies ist kein Widerspruch zu der Tatsache, daß die Funktion l(x) gegen null geht, weil eben alle Menschen sterben müssen. So führt die Annahme einer für alle Alter konstanten Lebenserwartung auf eine exponentielle Abnahme der Erlebenswahrscheinlichkeit mit dem Alter, wobei die

[1]) Vergl.: Die statistische Auffassung vom zweiten Hauptsatz der Physik. Dtsch. Stat. Zentralblatt, Nr. 7/8, 1923.

Digitized by Google

beiden, scheinbar in Widerspruch stehenden Tatsachen erfüllt sind. Wenn nämlich $E(x) = E(0)$, so wird nach (7)

$$\frac{l(x)}{l(0)} = e^{-\frac{x}{E(0)}}.$$

Die Lebenserwartung bleibt hier stets endlich, wogegen die Funktion l(x) rasch nach null konvergiert. Die Annahme, daß es kein endliches Grenzalter gibt, und die daraus zu ziehende Folgerung, daß die Lebenserwartung für hohe Alter noch merkliche Werte besitzen kann, verträgt sich also sehr wohl mit der Tatsache, daß die Funktion l(x) für hohe Alter rasch unmerklich klein wird.

Die sämtlichen im ersten Abschnitt aufgeführten biometrischen Funktionen können somit für eine bestimmte Bevölkerung numerisch berechnet werden.

III. Geschichtliche Betrachtung.

12. Interpolationsformeln.

Seit die politischen Arithmetiker am Anfang des 18. Jahrhunderts den Wert einer Leibrente zu berechnen versuchten, ist das Problem einer analytischen Darstellung der Sterbetafel oder einer Wiedergabe der Beobachtungen durch eine geeignet gewählte Formel aktuell. Dabei muß unterschieden werden zwischen Interpolationsformel und mathematischem Gesetz.

Eine Interpolationsformel läßt sich für jede beliebige Beobachtungsreihe aufstellen. Zunächst wird eine unabhängige Variable, in der Wirtschaftsstatistik die Zeit, in der Sterblichkeitsstatistik das Alter, festgelegt. Die zur Wiedergabe verwendete Funktion wird dann ohne spezifisch kausale Betrachtungen nach dem Kriterium möglichster Einfachheit gewählt. Als Maß der Güte fungiert dabei nicht die Erfassung der Ursachen, sondern nur der praktische Erfolg der Anpassung. Man kann auf diese Weise jede Erfahrung sogar beliebig genau wiedergeben, wenn man nur genügend viele Konstanten häuft. Aber auch das beste Passen einer solchen Formel kann uns nichts über die Ursachen des betreffenden Vorgangs aussagen.

Äußerlich gesehen unterscheidet sich ein mathematisches Gesetz von einer solchen Interpolationsformel nicht. Beide sind funktionelle Darstellungen. Inhaltlich unterscheidet es sich jedoch dadurch, daß es die Kausalität erfaßt. Dies zeigt sich u. a. darin, daß die Konstanten nicht nur dimensional richtig sind, was selbstverständlich, sondern auch einen speziellen Sinn besitzen, was bei Interpolationsformeln nicht der Fall zu sein braucht.

Innerhalb der mathematischen Gesetze sind die dynamischen von den nur statistischen Gesetzen zu unterscheiden. Erstere, z. B. das Gesetz, wonach alle Körper mit konstanter Beschleunigung fallen, tragen einen unbedingten, letztere einen bedingten Charakter, in der Form, daß sie nur etwas über Wahrscheinlichkeiten oder Mittelwerte aussagen [1]).

Bei der Sterblichkeitsstatistik kommen nur statistische Gesetze in Betracht. Denn der Verlauf der Lebenserwartung oder der Absterbeordnung gilt nur für große Zahlen von Lebenden. Über den einzelnen kann nichts ausgesagt werden. Ein vollständiges mathematisches Gesetz, das den tatsächlichen Verlauf der Absterbeordnung, insbesondere beim Menschen wiedergibt, kann — wie wir oben ausführten — nicht existieren, weil hier eine endliche Zahl von diskreten und verschieden wirkenden Faktoren auftritt, die einen nicht naturgesetzlichen Charakter tragen und deren Wirkung wieder in einer nicht naturgesetzlich bestimmbaren Weise variiert. Dagegen ist es unseres Erachtens nicht ausgeschlossen, die Faktoren des Absterbens, die einen statistisch gesetzmäßigen Charakter tragen, analytisch wiederzugeben und so zu Formeln zu gelangen, die, als Annäherungen und Abstraktionen betrachtet, richtig sind. Während das dynamische Gesetz die Kausalität zu erfassen versucht, verzichtet das statistische hierauf und legt die Wahrscheinlichkeit zugrunde. Die Rolle der Kausalität wird hierbei sozusagen vom Urnenschema übernommen.

Wenn in solchen Formeln das Alter als einziger Faktor auftritt, von dem die Erlebenswahrscheinlichkeit abhängt, so darf dies nicht dahin aufgefaßt werden, daß nur der Alterstod dargestellt wird, der, wie bekannt, ziemlich selten ist. Vielmehr sind in diesem Faktor auch die Krankheiten, also das Versagen einzelner Teile des Organismus zusammengefaßt.

Diese drei Kategorien: Interpolationsformel, Versuch eines Gesetzes auf dynamischer und auf wahrscheinlichkeitstheoretischer Grundlage folgen auch historisch angenähert aufeinander. Bei der Darstellung der verschiedenen Versuche beschränken wir uns auf die wichtigsten Untersuchungen.

Am Anfang stehen Versuche interpolatorischer Art. Die ältesten Arbeiten wollen die beobachteten Erlebenswahrscheinlichkeiten direkt darstellen. Sie knüpfen an das praktische Problem der Berechnung des Wertes einer Leibrente an. Dieser Wert hängt neben dem angenommenen Zinsfuß nur von den Überlebenden der einzelnen Altersjahre ab. Die damals vorhandenen Beobachtungen sind noch gering. Die starke Abhängigkeit der biometrischen Funktionen von sozialen Faktoren und ihre Veränderlichkeit mit der Zeit sind noch nicht erkennbar. Es genügt zu erwähnen, daß Petty (1674) die Wahrscheinlichkeit, das biblische Alter von 70 Jahren zu erreichen, proportional setzt der Wurzel aus dem Alter[1]), daß nach Moivre (1725) die Zahl der Gestorbenen für jedes Alter konstant ist, daß Lambert (1772) für l(x) die Summe aus einem quadratischen und zwei Exponentialgliedern ansetzte,[2]) daß Moser (1839) l(x) durch eine Reihe verschiedener

[1]) Vergl.: Vom Sinn statistischer Gesetze. Dtsch. Stat. Zentralblatt, Nr. 7, 1922; Nr. 3, 1923.

[1]) George M. Low: Historique de la science actuarielle dans la Grande Bretagne. 3. Actuarkongreß, S. 805, Paris 1901.

[2]) I. du Saar: Over Steriteformules etc., Groningen 1917.

Digitized by Google

Potenzen von 4ten Wurzeln aus dem Alter wiedergeben wollte[1]) und daß nach Gauß[2]) l(x) proportional mit der 3ten Wurzel aus dem Alter abnimmt. Alle diese Versuche haben nicht zu brauchbaren Interpolationsformeln geführt. Ähnliche Ansätze sind auch von Fréchet, Perrenoud und Mahrer[3]) verwendet worden. Perrenoud gibt die Sterbenswahrscheinlichkeit durch eine ganze rationale Funktion 3. Grades wieder. Die „Tables de mortalité du Comité des Compagnies d'Assurances sur la vie" wurden durch eine ganze rationale Funktion 6. Grades für die Sterbenswahrscheinlichkeit ausgeglichen. Endlich hat Mahrer die gleiche Funktion für den Logarithmus von l(x) verwendet. Die Besonderheit dieser Darstellungen beruht in der geschickten Bestimmung der Konstanten nach einer Methode von Tschebischeff. Danach kann man nach Berechnung der Konstanten für eine ganze rationale Funktion nten Grades diese zur Berechnung der Konstanten für eine ganze rationale Funktion (n + 1)ten Grades verwenden.

13. Gompertz-Makeham.

Die zweite Kategorie von Versuchen ist dadurch gekennzeichnet, daß man nicht mehr direkt von der Erlebenswahrscheinlichkeit, sondern von anderen biometrischen Funktionen ausgeht. Der fruchtlose Versuch, ein allgemeines Sterblichkeitsgesetz zu finden, wird aufgegeben. Zudem wird der rein empirisch-funktionelle Boden verlassen; kausale Überlegungen sollen die Ansätze begründen oder nachträglich rechtfertigen. Wenn diese Versuche zum Teil auch gekünstelt sind, so ist man doch wenigstens zu brauchbaren Interpolationsformeln gelangt.

Voraussetzung für diesen Erfolg waren die durch die Ausdehnung des Versicherungsgeschäfts herbeigeführten zahlreichen neuen Erfahrungen über den Verlauf der Sterblichkeit. Die Basis hierfür war die der kapitalistischen Wirtschaftsordnung eigentümliche Erweiterung der unfundierten Einkommen, die Bildung eines Mittelstandes. Versicherung im großen Rahmen setzt nämlich ein numerisch starkes, unfundiertes Einkommen voraus, dessen Besitzer sich für die Zeit des Alters und seine Angehörigen für die Zeit nach seinem Tode schützen will. Gompertz (Phil. Transactions, 1825) versuchte, den gesetzmäßigen Verlauf der Sterbensintensität zu bestimmen. Der Widerstand, den der Organismus den ihn zerstörenden Kräften entgegensetzt, wird mit dem Alter immer schwächer. Diese Widerstandskraft nehme in jedem Zeitintervall um den gleichen Teil ihrer bisherigen Größe ab. Entsprechend nehme die Sterbensintensität exponentiell zu.

Der entscheidende Schritt, der zur Aufstellung der noch heute in der Versicherungsmathematik allgemein üblichen Formel führte, geht auf W. M. Makeham[4]) zurück. Er erweiterte die Gompertzsche Annahme. Danach kommt zu dem exponentiell wachsenden Faktor der Sterbensintensität noch ein für alle Alter konstantes Glied hinzu. Neben der mit dem Alter wachsenden besteht also noch eine für alle Alter konstante Abnutzung. Demnach wird

$$\mu(x) = a + b\,c^x$$

woraus durch Integration nach (3) folgt

$$l(x) = k\,s^x\,g^{c^x}$$

wenn $s = e^{-a}$, $g = e^{-\frac{b}{\lg c}}$ und $k = l(0)\,e^{\frac{b}{\lg c}}$ gesetzt wird.

Die Formel setzt ein konstantes Wachstum der Sterblichkeitsintensität voraus. Sie kann daher erst vom zweiten charakteristischen Alter an gelten. Ferner ist hierbei, wie schon (S. 18) erwähnt, das Grenzalter ω gleich unendlich. Beide Abweichungen von der Wirklichkeit spielen versicherungstechnisch keine Rolle, da die Formel innerhalb des Gebietes $15 < x < 85$ ausgezeichnet paßt. Sie hat zudem den großen praktischen Vorteil, daß nur Formeln von diesem Bau die Reduktion von Versicherungswerten für mehrere verbundene Personen auf eine Person zulassen. Dagegen hat sie den Nachteil, daß die Natur der auftretenden Konstanten sehr unanschaulich ist. In der Tat ist

$$\mu(0) = a + b = -\lg s - \lg g \lg c$$

und

$$\mu'(0) = b \lg c = -\lg g\,(\lg c)^2.$$

Die Konstanten lassen sich also als Funktionen der Sterbensintensität eines Neugeborenen und ihrer Abnahme mit dem Alter deuten. Aber diese Auslegung ist kompliziert und gekünstelt. Denn gerade für den Neugeborenen gilt die Formel nicht. Endlich läßt sich der verhältnismäßig einfache Begriff der Lebenserwartung selbst für den Neugeborenen nur als Differenz einer vollständigen und einer unvollständigen Gammafunktion ausdrücken. Ein weiterer Nachteil der Formel besteht darin, daß bei durchaus benachbarten Sterbetafeln die Konstanten unter Umständen ganz verschiedene Werte annehmen können[1]). Trotz dieser Nachteile hat die Formel die ganze Versicherungstechnik auf ein neues Niveau gehoben und die Wissenschaft zu vielen und schönen Untersuchungen über die Methoden der Konstantenbestimmung angeregt. Es muß noch erwähnt werden, daß bereits Gauß[2]) eine der Gompertz-Makehamschen ähnliche Formel aufgestellt hatte, ferner, daß Lazarus[3]) und Quiquet[4]) diese Formel durch zusätzliche Glieder erweitert haben.

Karl Küpfmüller[5]) hat eine physiologische Fundierung der Gompertzschen Formel versucht. Er

[1]) Gesetze der Lebensdauer. Berlin 1839.

[2]) Peters: Briefwechsel zwischen Gauß und Schuhmacher, S. 21.

[3]) Sur l'ajustement des tables de mortalité à l'aide de la méthode de Tchebicheff. Librairie des Assurances, Paris 1926.

[4]) On the law of mortality and the construction of annuity tables. Journ. Inst. of Actuaries, Bd. VIII, 1860, S. 301.

[1]) H. L. Trachtenberg: The relation of the life table to the Makeham Law. Journ. Statistical Society, July 1920.

[2]) Gauß' Werke, Bd. VIII, S. 155. Vergl. auch A. Loewy: Die Gaußsche Sterbeformel. Zeitschrift f. d. ges. Versicherungswiss., Bd. 6, H. 3.

[3]) Wilhelm Lazarus: Über Mortalitätsverhältnisse und ihre Ursachen. Hamburg 1867.

[4]) A. Quiquet: Représentation algébrique des tables de survie. Bulletin de l'Institut des actuaires français, Bd. IV, H. 14.

[5]) Zur Analyse der Absterbeordnung. Die Naturwissenschaften, Band IX, Heft 2, 1921, S. 25—31.

Digitized by Google

geht von der Beobachtung einer Bakterienmenge aus, die unter der Wirkung eines zerstörenden Mittels steht, und nimmt eine konstant bleibende äußere schädigende Wirkung P und eine mit dem Alter abnehmende Widerstandskraft R an. Daher setzt er die Zahl der während eines Altersintervalls Gestorbenen gleich $\frac{P}{R} l(x)\,dx$. Diesen Ansatz belegt er mit physiologischen Überlegungen. Für die Widerstandsfähigkeit nimmt er, um für sie ein einfaches Exponentialgesetz zu bekommen, an, daß sie einer Differentialgleichung erster Ordnung genüge; diese Annahme wird durch eine Analogie aus der Elastizität plausibel gemacht. So bekommt man eine Absterbeformel mit vier Konstanten. Eine davon ist das höchste erreichbare Lebensalter ω. Aus Beispielen sieht man, daß diese Konstante auf die Resultate so ziemlich keinen Einfluß hat. Daher wird $\omega = \infty$ gesetzt. Oder, was auf dasselbe hinauskommt, für R wird eine homogene, lineare Differentialgleichung erster Ordnung angenommen. So bekommt man eine Formel mit drei Konstanten. Durch die Anfangsbedingung reduziert sich ihre Zahl auf zwei, sodaß $l(x) = e^{-\gamma e^{\beta x}}$. Darin wird γ als Vernichtungsfaktor und β als Altersexponent bezeichnet. Zuletzt wird die Formel auf die Sterbetafel der Grönländer angewandt.

Die Identität dieser auf einem ziemlich komplizierten Weg abgeleiteten Formel mit der Gompertzschen ergibt sich durch die Substitutionen $e^{-\gamma} = g$ und $e^{\beta} = c$ ohne weiteres. In dieser Übereinstimmung sieht Küpfmüller einen Beweis, daß die Gompertzsche Formel mehr als eine empirische Interpolationsformel sei [1]).

14. Wahrscheinlichkeitstheoretische Untersuchungen.

Alle diese Versuche haben keine einfache Gesetzmäßigkeit erkennen lassen. Die Annahmen hatten keine wahrscheinlichkeitstheoretische Fundierung, wie sie bei einem solchen Massenvorgang zu fordern ist. Sie versuchen, die Erfahrung rein mathematisch wiederzugeben, sie zu interpretieren, aber sie können sie nicht als Massenvorgang erklären.

Die dritte Kategorie von Versuchen geht von wahrscheinlichkeitstheoretischen Ansätzen aus. Sie stehen zum Teil in Zusammenhang mit Untersuchungen über die formale Bevölkerungstheorie, welche die Größe und Alterszusammensetzung der Bevölkerung auf Grund der Veränderungen der Sterblichkeit und der Geburten untersucht.

Die Grundlage dieser Untersuchungen stimmt mit den Ausgangspunkten der modernen Physik überein. Sie geht von der molekularen Struktur der Materie aus und entwickelt die früher aus dynamischen Annahmen ermittelten Gesetze auf statistischer Grundlage. Entscheidend war hierbei der sogen. zweite Hauptsatz. Er baut die ganze Thermodynamik als ein System nur statistischer Gesetze auf. In neuerer Zeit durchzieht diese Vorstellung mit Hilfe der Quantentheorie die ganze Physik.

[1]) Vergl. Naturwissenschaften, Bd. IX, H. 9, S. 163.

Karl Pearson[1]) zerlegt die Verteilung der Gestorbenen in einzelne Komponenten. Er legt dabei die von ihm durch Erweiterung des klassischen Urnenschemas gewonnenen Verteilungen zugrunde. Die totale Kurve wird aus fünf Komponenten zusammengesetzt, denen Sterblichkeitsursachen zugrunde liegen, die in gewissen Lebensabschnitten besonders hervortreten, aber auch in den anderen noch wirksam bleiben. Er unterscheidet demgemäß die Sterblichkeit des Säuglingsalters, der Kindheit, der Jugend, des mittleren Altersabschnitts und des hohen Alters. Die Sterblichkeit des Säuglingsalters wird durch eine Kurve wiedergegeben, welche nicht beim Zeitpunkt der Geburt, sondern bei dem der Zeugung beginnt. Sie umfaßt also auch die vorgeburtlichen Todesfälle, die insbesondere bei Frühgeburten eintreten. Eine diesbezügliche Probe durch Statistiken von Gebäranstalten verlief nicht ungünstig. Die Sterblichkeit der Kindheit und des Alters werden durch Kurven vom Typus III, Jugend und mittleres Alter durch Gaußsche Kurven wiedergegeben. So interessant diese Darstellung ist, so läßt sich nicht leugnen, daß ihre rechnerische Durchführung neben Schwierigkeiten auch Willkürlichkeiten einschließt.

Arne Fisher[2]) dagegen ersetzt die Pearsonschen Typen durch Reihen. Er zerlegt die Zahlen der in den verschiedenen Altern Gestorbenen in 8 Gruppen, nämlich: Jugend, frühes und spätes mittleres Alter, frühes, mittleres und spätes Greisenalter, endlich Tuberkulose- und spezifische Berufstodesfälle, wie z. B. durch Industrieunfälle. Für die im jugendlichen Alter und an Berufskrankheiten Gestorbenen. wird eine Poissonsche, für die anderen eine Brunssche Reihe angesetzt. Die erste Reihe schreitet nach Differenzen wachsender Ordnung der Poissonschen Funktion fort, die andere nach wachsenden Ableitungen der Gaußschen Funktion.

Die Anpassung wird erst vom 10. Jahr an durchgeführt. Zum Vergleich werden die Sterbenswahrscheinlichkeiten für einige amerikanische Tafeln angeführt. Ihr allgemeiner Verlauf wird durch diese komplizierte Methode gut wiedergegeben. Die Übereinstimmung des Inhalts der einzelnen Gruppen ist jedoch schlechter. Es fehlt jede Erklärung für die hier vorgenommene Einteilung und für die Wiedergabe der Gruppen durch verschiedene Typen. Die Methode bietet zudem ziemliche rechnerische Schwierigkeiten und läßt die Wiedergabe der Gestorbenen bis zum 10. Lebensjahr offen.

Von ähnlichen, aber weniger willkürlichen Überlegungen ausgehend hat Lexis eine allerdings nur für die hohen Alter gültige Absterbeordnung aufgestellt. Lexis geht aus von der wahrscheinlichsten Lebensdauer (vgl. S. 14) und nimmt an, daß die Häufung von Sterbefällen um dieses Alter das Maximum einer Gaußschen Verteilung darstellt. Zunächst

[1]) Chances of Death and other Studies in Evolution. London 1897 und Phil. Transactions. London 186 A, 186, S. 406—410.

[2]) Note on the Construction of Mortality Tables by Means of Compound Frequency Curves. Proc. of the Casuality Actuarial and Statistical Society of America, Vol. IV, Part I, Nr. 9.

Digitized by Google

wird durch eine Interpolationsformel (vgl. S. 17) das genaue Alter ξ berechnet, für welches die Funktion $-\frac{d\,l(x)}{d\,x}$ ein Maximum hat. Zu diesem Behuf nimmt Lexis vorläufig an

$$-\frac{d\,l(x)}{d\,x} = 3\alpha x^2 + 2\beta x + \gamma.$$

Die Zahl derer, welche dieses Alter erreichen, ist gleich der Zahl derer, welche das nächstliegende kleinere, ganzzahlige Alter m erreichen, l(m) minus der Zahl der seither Gestorbenen. Letztere beträgt

$$\int_m^{\xi} (3\alpha z^2 + 2\beta z + \gamma)\,d\,z = \alpha(\xi^3 - m^3) + \beta(\xi^2 - m^2) + \gamma(\xi - m)$$

sodaß $l(\xi) = l(m) - (\xi - m)[\alpha(\xi^2 + m\xi + m^2) + \beta(\xi + m) + \gamma]$,

wobei α, β, γ, ξ als Funktionen von D_m, D_{m-1} und D_{m+1} aus der obigen Hypothese bestimmt werden. Die bisherigen Annahmen, welche nur zur interpolatorischen Berechnung von ξ und $l(\xi)$ dienten, werden nunmehr verlassen. Der Lexissche Ansatz lautet dann

$$-\frac{d\,l(x)}{d\,x} = l(\xi)\,\frac{2\,h}{\sqrt{\pi}}\,e^{-h^2(x-\xi)^2}.$$

Die Präzision h bestimmt Lexis, indem er den Anteil der von ξ bis zu einem bestimmten Altersjahr x_1 Gestorbenen an allen nach dem Altersjahr ξ Gestorbenen beobachtet; denn diese Zahl ist gleich

$$\frac{\frac{2\,h}{\sqrt{\pi}}\int_{\xi}^{x_1} e^{-h^2(x-\xi)^2}\,d\,x}{\frac{2\,h}{\sqrt{\pi}}\int_{\xi}^{\infty} e^{-h^2(x-\xi)^2}\,d\,x} = \frac{2}{\sqrt{\pi}}\int_0^{h(x_1-\xi)} e^{-t^2}\,d\,t,$$

wenn als Integrationsvariable $t = h(x-\xi)$ eingeführt wird. Dieses Integral ist aber gleich dem Gaußschen Integral $\Phi[h(x_1-\xi)]$.
Man erhält also die Präzision h aus

$$\frac{l(\xi) - l(x_1)}{l(\xi)} = \Phi[h(x_1 - \xi)]$$

und die Zahl der Gestorbenen aus den Tabellen der Gaußschen Funktion mal $l(\xi)$. Die Berechnung der Gestorbenen nach dieser Formel gibt eine gute Übereinstimmung für alle nach dem Maximum Gestorbenen. Dagegen weicht die Zahl der vor dem Maximum Gestorbenen sehr rasch von der theoretischen ab, sodaß die Theorie sich praktisch auf diejenigen Altersklassen zu beschränken hat, welche über der wahrscheinlichsten Lebensdauer liegen.

Diese Bestimmung der Präzision, wie sie Lexis selbst vorgenommen hat, ist nicht ganz befriedigend, weil sie sich nur auf einen Wert innerhalb der Beobachtungen stützt. L. v. Bortkiewicz[1]) hat sie unter Berücksichtigung des Gesamtverlaufs der Absterbeordnung mit Hilfe der Lebenserwartung berechnet. Durch Integration erhält man für die Absterbeordnung nach Lexis

$$l(x) = -\int_x^{\infty} d\,l(z) = l(\xi)\,\frac{2\,h}{\sqrt{\pi}}\int_x^{\infty} e^{-h^2(z-\xi)^2}\,d\,z.$$

Führt man wieder $t = h(z-\xi)$ ein, so wird

$$l(x) = l(\xi)\,\frac{2}{\sqrt{\pi}}\int_{h(x-\xi)}^{\infty} e^{-t^2}\,d\,t$$

oder

$$l(x) = l(\xi)\,[1 - \Phi(h(x-\xi))].$$

Diese Formel soll gelten von dem Jahre ξ an. Die Konstante $l(\xi)$ muß darin bereits als bestimmt betrachtet werden.

Zur Bestimmung der Präzision h berechne man die verlebte Zeit

$$T(x) = l(\xi)\int_x^{\infty} [1 - \Phi(h(z-\xi))]\,d\,z.$$

Führt man wiederum die Integrationsvariable t ein, so wird dies

$$T(x) = \frac{l(\xi)}{h}\int_{h(x-\xi)}^{\infty} (1 - \Phi(t))\,d\,t.$$

Durch partielle Integration erhält man

$$T(x) = -\frac{l(\xi)}{h}\,h(x-\xi)\,[1 - \Phi(h(x-\xi))] + \frac{l(\xi)}{h}\int_{h(x-\xi)}^{\infty} t\,\Phi'(t)\,d\,t;$$

da aber $\Phi'(t) = \frac{2}{\sqrt{\pi}}\,e^{-t^2}$,

wird die verlebte Zeit zu

$$T(x) = -l(\xi)\,(x-\xi)\,[1 - \Phi(h(x-\xi))] + \frac{2\,l(\xi)}{h\sqrt{\pi}}\int_{h(x-\xi)}^{\infty} t\,e^{-t^2}\,d\,t$$

oder unter Verwendung des obigen Ausdrucks für l(x)

$$T(x) = -(x-\xi)\,l(x) + \frac{l(\xi)}{h\sqrt{\pi}}\,e^{-h^2(x-\xi)^2}.$$

Somit erhält man für die Lebenserwartung

$$E(x) = \xi - x + \frac{e^{-h^2(x-\xi)^2}}{h\sqrt{\pi}\,[1 - \Phi(h(x-\xi))]}.$$

Die Lebenserwartung eines Menschen vom Alter ξ wird also

$$E(\xi) = \frac{1}{h\sqrt{\pi}}.$$

Somit erhält man die Präzision h aus der Lebenserwartung der wahrscheinlichsten Lebensdauer[1]). Auch in dieser Formel existiert kein Grenzalter.

So interessant diese Methode, so hat sie in die Praxis bisher keinen Eingang gefunden. Hier werden

[1]) L. von Bortkiewicz: Die Sterbeziffer und der Frauen-Bull. de l'Institut International de Statistique, Den Haag, 1912, Bd. XIX, 1, S. 63—141; 3, S. 308—309.

[1]) Vgl. Bortkiewicz, Artikel: Lebensdauer. Handwörterbuch der Staatswissenschaften, 4. Aufl., Bd. VI, S. 269.

Digitized by Google

vielmehr fast nur die Gompertz-Makehamsche Formel oder Modifikationen von ihr verwendet.

Der entscheidende Punkt, an dem die in der Versicherungsmathematik üblichen Darstellungen von der Erfahrung abweichen, ist die Kindersterblichkeit. Die Kurve der Überlebenden weist am Anfang ein vollkommen singuläres Verhalten auf. Innerhalb des ersten Jahres sterben $10^0/_0$, bei den ungünstigen Tafeln bis 30% aller Neugeborenen. Die Zahl der jährlich Gestorbenen fällt dann bis zum dritten charakteristischen Alter. In der Theorie aber steigt die Zahl der Gestorbenen bereits vom Beginn an. Infolge der Kindersterblichkeit steigt die Lebenserwartung bis zum ersten charakteristischen Alter. In der Theorie fällt aber die Lebenserwartung ständig. Entsprechend weicht auch der theoretische Verlauf der Sterbeziffer der über x jährigen von der Beobachtung ab. Eine ähnliche Divergenz existiert bei der Sterbensintensität. Sie fällt bis zum zweiten charakteristischen Alter, um von da an zu steigen, während sie in der Theorie ständig steigt. Entsprechend weicht auch der anfängliche Verlauf der theoretischen Sterbeziffern der x jährigen und der Lebenskraft von der Beobachtung ab.

Wenn man als Kriterium der Übereinstimmung zwischen Theorie und Erfahrung das Vorzeichen des Differentialquotienten verwendet, so zerfallen die biometrischen Funktionen in zwei Kategorien: diejenigen, bei denen der Gesamtverlauf, und diejenigen, bei denen nur der Verlauf über einem bestimmten Ausgangsalter mit der Erfahrung übereinstimmt. Zur ersten gehören die l(x)-Kurve, der Altersaufbau $\frac{l(x)}{T(0)}$, die Erlebenswahrscheinlichkeit $\frac{l(x)}{l(0)}$, die verlebte Zeit T(x) oder die Größe der Bevölkerung über einem bestimmten Alter, ihre relative Größe $\frac{T(x)}{T(0)}$, der Verlauf des mittleren Alters der Lebenden $\overline{x}(x)$ und des mittleren Alters beim Tod $x + E(x)$. Zur zweiten Kategorie gehören die Lebenserwartung, die Zahl der Gestorbenen, die Sterbeziffer der über x jährigen, die Sterbensintensität, die Sterbeziffer für bestimmte Altersintervalle und die Lebenskraft.

Für die erste Kategorie kann man den ganzen Verlauf, für die zweite nur den Verlauf über einem bestimmten Alter der Darstellung zugrunde legen. Die gesamten in der Versicherungsmathematik üblichen Formeln weisen diese Divergenz auf. Sie zu beseitigen wird unsere Aufgabe sein.

Im folgenden soll eine neue Ableitung des prinzipiellen Verlaufs der biometrischen Funktionen gegeben werden, welche dies erfüllt. Diese Untersuchung, welcher die folgenden Kapitel gewidmet sind, gehört zu der letztbehandelten Gruppe. Auch wir konstruieren ein wahrscheinlichkeitstheoretisches Schema, welches für den Sterblichkeitsverlauf unter gewissen vereinfachenden Bedingungen gilt. Es unterscheidet sich jedoch von den bisherigen vor allem dadurch, daß wir nicht, wie die genannten Autoren von der Verteilung der Gestorbenen, sondern von einer anderen biometrischen Funktion, nämlich einer Häufigkeitskurve, ausgehen. Zunächst gilt unsere Betrachtung nicht einzelnen Altersklassen, sondern dem Totalablauf des Lebens.

IV. Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod.

15. Empirische Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod.

Die übliche Darstellung der biometrischen Funktionen besteht in ihrer Zuordnung zum Alter (Vgl. Fig. 1 und 2). Doch sind sie schon auf Grund der Definitionen (1), (2), (4), (5) und (10) auch untereinander verknüpft. Ist eine dieser Funktionen in einer von der Definition oder Berechnungsmethode abweichenden Abhängigkeit von einer anderen gegeben, so lassen sich alle Funktionen in Abhängigkeit vom Alter darstellen.

Die Grundlage unserer Untersuchung ist die Häufigkeit der mittleren Sterbealter in einer stationären Bevölkerung. Der kleinste Wert des mittleren Sterbealters ist das mittlere Alter der Gesamtbevölkerung beim Tod, E(0). Die Größe des mittleren Sterbealters steigt nach (12) und (8) mit wachsendem Alter, seine Häufigkeit dagegen fällt mit wachsendem Alter, da es sich auf eine immer kleiner werdende Bevölkerung bezieht. Sein größter Wert ist ω; da aber dieses Alter nicht mehr erreicht wird, ist seine Häufigkeit null. Außerhalb dieses im ersten Quadranten des üblichen Koordinatensystems liegenden Bereichs gibt es keine mittleren Sterbealter und entsprechend keine Häufigkeit.

Da das mittlere Sterbealter für diejenigen gilt, die nach Erreichung des Alters x gestorben sind, ist die Häufigkeit eines bestimmten mittleren Sterbealters gleich l(x).

Die folgende Figur 3, welche auf den Angaben in „United States Life Tables 1890, 1901, 1910 and 1901—10" (Washington, Government Printing Office, 1921) beruht, zeigt die Häufigkeiten der mittleren Alter beim Tod für einige Länder. Zur Konstruktion der Kurve wurden für alle ganzzahligen Alter x die zugehörigen Werte von $x + E(x)$ und l(x) aufgesucht und diese beiden einander gegenübergestellt. Die Werte von l(x) waren dabei so normiert, daß $l(0) = 1$. Die Kurven verlaufen im wesentlichen ähnlich. Nur der Ausgangspunkt ist je nach der Größe der Lebenserwartung eines Neugeborenen verschieden.

Der entscheidende Schritt besteht nun darin, daß wir diese Häufigkeiten durch die Gaußsche Zufallskurve wiedergeben.

Dieses Fehlergesetz gibt die relative Häufigkeit $\varphi(t)$ einer statistischen Variablen t als

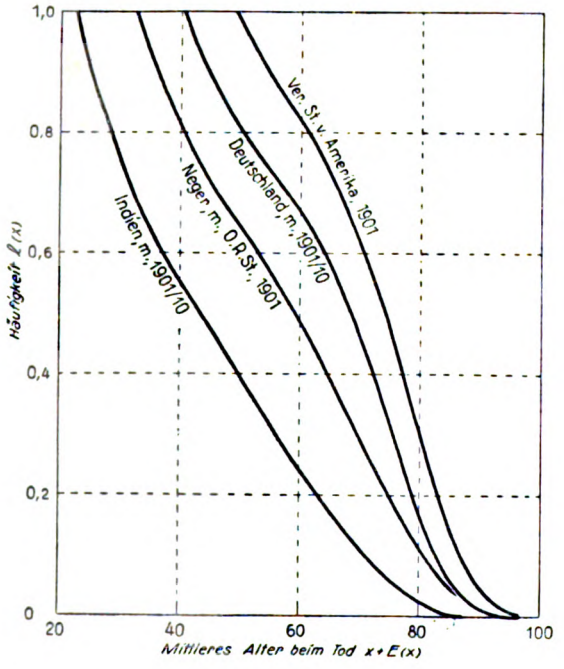
$$\varphi(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-A)^2}{2\sigma^2}},$$

Digitized by Google

wobei die Konstante A den häufigsten und gleichzeitig mittleren Wert der Variablen und σ ihren mittleren Fehler bedeutet. Das Gaußsche Fehlergesetz gibt die Häufigkeit positiver wie negativer Werte der Variablen wieder. Für einen unendlich großen, negativen Wert ist die Häufigkeit null. Die Kurve steigt dann mit wachsender Größe der Variablen, hat ein Maximum für den Mittelwert $t = A$, zwei Inflexionspunkte für die Werte $t = A \pm \sigma$ und geht für einen unendlich großen positiven Wert wieder auf null zurück.

Um diese Formel hier anwenden zu können, muß sie in einer den Besonderheiten der Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod entsprechenden Weise modifiziert werden.

4. Empirische Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod



Im vorliegenden Fall lautet die Variable $x + E(x)$, ihre Häufigkeit $l(x)$. Nur der rechte Teil des Verlaufs der Gaußschen Kurve kann hier eine Bedeutung haben, da $l(x)$ mit wachsendem $x + E(x)$ stets fallen muß und somit negative Abweichungen vom Nullpunkt nicht auftreten können.

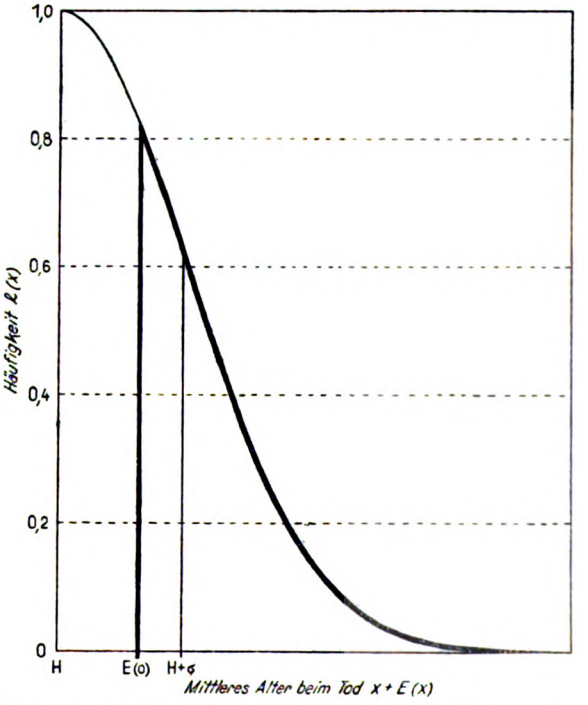
Da wir es hier ferner nicht mit einer Verteilung, sondern nur mit der Häufigkeit zu tun haben, spielt der multiplikative Faktor keine Rolle. Denn die $l(x)$-Kurve muß doch noch entweder mit $\frac{1}{l(0)}$, falls wir die Erlebenswahrscheinlichkeiten, oder mit $\frac{1}{T(0)}$ multipliziert werden, falls wir den Altersaufbau der stationären Bevölkerung erhalten wollen. Somit setzen wir an

$$l(x) = e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x + E(x) - H)^2} \qquad (27)$$

wobei H und σ zwei aus der Anpassung der Formel zu bestimmende Konstanten von der Dimension eines Alters sind. Die Konstante σ muß dabei positiv und von null verschieden sein. Wenn $E(0) < H$, so würde dies bedeuten, daß der Klammerausdruck im Exponenten zuerst negativ ist und erst später positiv wird, d. h. $l(x)$ würde zunächst steigen, was sinnlos ist. Daher muß $E(0) \geq H$ sein. Wir werden später zeigen, daß auch der Fall $E(0) = H$ bei unserer Lösung ausgeschlossen ist.

Unsere Annahme kann auch wie folgt ausgesprochen werden: Es gibt einen normalen Wert für das mittlere Alter beim Tod. Er ist gleichzeitig der kleinste Wert für das mittlere Alter beim Tod. Alle größeren Werte, welche sich also auf größere Alter beziehen, sind zufällige Abweichungen von diesem Normalwert. Danach hätte die Häufigkeitskurve der mittleren Alter

5. Schematische Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod



beim Tod ihr Maximum bei H. Hierfür hat $l(x)$ den Wert 1. Aber dieser kleinste Wert realisiert sich nicht, da er unterhalb der Lebenserwartung eines Neugeborenen liegt. Tatsächlich beginnt die Kurve erst bei $E(0)$. Sie verläuft konkav nach unten, bis das mittlere Alter beim Tod den Wert $H + \sigma$ annimmt. Die Häufigkeit beträgt hierfür $e^{-\frac{1}{2}}$. Dann wird sie konvex und schließt sich zuletzt asymptotisch der $x + E(x)$-Achse an.

Inwieweit diese Annahme verwirklicht ist, wird sich im Laufe unserer Untersuchung zeigen. Für jetzt genügt der Hinweis, daß der Verlauf dieser Kurven im Prinzip diese Hypothese ermöglicht. (Vgl. die schematische Figur 4.)

Mit den erwähnten Modifikationen nehmen wir also an: Die mittleren Alter beim Tod sind in einer stationären Bevölkerung analog dem Zufallsgesetz verteilt.

Mit diesem Zufall im wahrscheinlichkeitstheoretischen Sinn führen wir keinen der Statistik oder der Biologie

Digitized by Google

fremden Begriff ein. Die zentrale Bedeutung des Gaußschen Fehlergesetzes in der Statistik ist bekannt. Auch in der Biologie spielt es bereits eine wichtige Rolle. In der Vererbungslehre wie bei den Größenverteilungen individueller Merkmale tritt es ständig auf. Unsere Annahme, daß auch der Todestag in Analogie zum Zufall gebracht werden kann, schließt sich somit durchaus üblichen Vorstellungen an. Zudem ist sie nichts anderes als die Übersetzung uralter religiöser und allgemein geltender Auffassungen in mathematische Sprache. „Unser Leben ist in Gottes Hand", d. h. es besteht eine Determination; oder „Das Schicksal zieht ein schwarzes Los aus der Urne der Lebendigen" sind gewohnte Vorstellungen vom Tod. Diese Determination ist hier nicht mehr individuell, sondern mit der Wirkung des Zufalls verbunden, also statistisch, jedoch in einer dem vorliegenden Problem entsprechenden Weise modifiziert.

Die beiden Konstanten können ihrer Dimension nach als Alter, Lebenserwartung oder mittleres Alter beim Tod gedeutet werden. Da aber alle mittleren Alter beim Tod größer oder mindestens gleich der Lebenserwartung eines Neugeborenen sein müssen, was bei H nicht der Fall ist, kann es nur als eine Lebenserwartung oder ein Alter gedeutet werden. Dagegen ist $H + \sigma$ ein mittleres Alter beim Tod. Daher ist σ ebenfalls ein Alter oder eine Lebenserwartung. Im folgenden werden wir zeigen, daß jedoch σ im Gegensatz zu H unter Bedingungen, die sich allerdings im allgemeinen nicht realisieren werden, die Rolle eines mittleren Alters beim Tod annehmen kann.

Die vorläufige Aufgabe der Grenzbedingung $l(0) = 1$ ist hier deswegen berechtigt, weil sie für die zugrunde gelegte Vorstellung der Sterbetafel als der Altersverteilung einer stationären Bevölkerung belanglos ist. Sie ist übrigens keine Besonderheit unserer Darstellung. Bei der Gompertz-Makehamschen Formel werden die Konstanten immer unter Ausschluß der Anfangsbedingung bestimmt und nur hierdurch ist ihr gutes Passen vom 15. Jahr an verbürgt.

Wir werden jedoch später eine zusätzliche Betrachtung durchführen, welche die Erhaltung dieser Grenzbedingung und damit die Darstellung der besonders komplizierten Vorgänge in der Nähe des Nullpunktes erlaubt.

Danach sind die Lebenserwartung eines Neugeborenen $E(0)$ und die von den Neugeborenen verlebte Zeit $T(0)$ zunächst voneinander verschieden. Streng genommen gibt unser jetziger Ansatz nicht die Absterbeordnung, sondern nur den Altersaufbau einer stationären Bevölkerung wieder. Trotzdem werden wir im folgenden abgekürzt von der $l(x)$-Kurve als der Absterbeordnung sprechen.

Die numerische Berechnung der Konstanten stellen wir bis zur expliziten Ermittlung der Absterbeordnung zurück. Denn uns interessiert ein möglichst gutes Passen der Absterbeordnung. Die gute Anpassung der Formel (27) hat demgegenüber nur eine sekundäre Bedeutung. Die Konstante ω, das höchste erreichbare Alter, kommt in unserm Ansatz und entsprechend in den folgenden Formeln, genau wie bei Gompertz-Makeham und bei Lexis, nicht mehr vor. Angesichts der ungenauen Bestimmbarkeit dieser Konstanten bedeutet dies, wie wir zeigten, keinen Nachteil.

16. Lösung der Integralgleichung: Lebenserwartung.

Aus dieser Integralgleichung, welche links die Absterbeordnung und rechts eine Funktion aufweist, in der sie und das Alter vorkommen, muß nun die Absterbeordnung bestimmt werden. Differenziert man logarithmisch nach x, so wird

$$-\frac{l'(x)}{l(x)} = \frac{1}{\sigma^2}[x + E(x) - H](1 + E'(x))$$

oder nach (2) und (6)

$$[1 + E'(x)]\left(\frac{1}{E(x)} - \frac{1}{\sigma^2}(x + E(x) - H)\right) = 0.$$

Dieselbe Gleichung erhält man, wenn man in der Integralgleichung (27) die Funktion $l(x)$ nach (7) durch die Lebenserwartung $E(x)$ ersetzt. Die erste Klammer ergibt $E(x) = \text{Const.} - x$. Fordert man als Anfangsbedingung, daß die Lebenserwartung für das Alter $x = 0$ einen Wert $E(0)$ habe, so wird $E(x) = E(0) - x$. Da die Lebenserwartung nie negativ sein kann, würde dies gelten für $x \leqq E(0)$. Somit ist die bereits oben (S. 11) erwähnte Gleichung der optimalen Absterbeordnung eine Lösung unseres Systems. Da sie keine Bedeutung für die Wirklichkeit besitzt, interessiert sie uns nicht weiter.

Die zweite Klammer gibt $\sigma^2 = E^2(x) + E(x)(x - H)$ und führt auf die Lösungen

$$E(x) = \frac{1}{2}\left(H - x \pm \sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}\right).$$

Speziell für $x = 0$ ist $\sigma^2 = E^2(0) - E(0)\,H$.
Da σ stets positiv sein soll, gilt, wie oben behauptet,

$$E(0) \neq H.$$

Da aber die Lebenserwartung stets positiv sein muß, kann nur das Pluszeichen gelten, sodaß

$$E(x) = \frac{1}{2}\left(H - x + \sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}\right). \quad (28)$$

Diese beiden Funktionen brauchen keineswegs die einzigen Lösungen unserer Integralgleichung zu sein, doch beschränken wir uns im folgenden auf die letzte. Der Verlauf der Lebenserwartung mit wachsendem Alter ergibt sich aus

$$E'(x) = \frac{1}{2}\left(-1 - \frac{H - x}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}\right)$$

also

$$E'(x) = \frac{-E(x)}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}.$$

Somit fällt die Lebenserwartung stets mit dem Alter; theoretisch wird sie asymptotisch erst mit dem Alter unendlich gleich Null. Bei den empirischen Kurven gilt dieses ständige Fallen beim Menschen erst vom 3. Lebensjahre an. Daher können wir diese Kurve für alle Alter vom 3. Jahre an gelten lassen. Die spezifische Kindersterblichkeit läßt sich in unserer

Digitized by Google

bisherigen Formel, wie bei den in der Versicherungspraxis üblichen, nicht wiedergeben. Hieraus folgt ein für die Bestimmung der Konstanten wichtiger Umstand: Falls ein möglichst gutes Passen der Lebenserwartungen gewünscht wird, kann der Wert von E(0) nicht erhalten bleiben. Und falls E(0) erhalten bleiben soll, was durch geeignete Wahl von H und σ geschehen kann, empfiehlt es sich nicht, die Kurve der Lebenserwartungen zur Anpassung zu wählen.

Der zweite Differentialquotient beträgt

$$E''(x) = \frac{-E(x)}{(H-x)^2+4\sigma^2}\left(-1+\frac{H-x}{\sqrt{(H-x)^2+4\sigma^2}}\right).$$

Also ist

$$E''(x) = \frac{E(x)}{\sqrt{(H-x)^2+4\sigma^2}^3} \times\left(-(H-x)+\sqrt{(H-x)^2+4\sigma^2}\right).$$

Multipliziert man die Gleichung mit

$$1 = \frac{H-x+\sqrt{(H-x)^2+4\sigma^2}}{2E(x)},$$

so wird

$$E''(x) = \frac{2\sigma^2}{\sqrt{(H-x)^2+4\sigma^2}^3}.$$

Die Lebenserwartung verläuft also konvex nach unten. Ihre Krümmung ist stets der x-Achse zugewandt. Die empirischen Kurven (Fig. 2) zeigen diesen Verlauf wiederum erst vom 3. Lebensjahr an.

Die Lebenserwartung eines Neugeborenen beträgt

$$E(0) = \frac{1}{2}\left(H+\sqrt{H^2+4\sigma^2}\right). \qquad (29)$$

Es lohnt, den Wert der Lebenserwartung für einige spezielle Alter zu berechnen. Zur Erleichterung drücke man das Alter als Funktion der Lebenserwartung aus. Man erhält aus (28)

$$[2E(x)-(H-x)]^2 = (H-x)^2+4\sigma^2,$$

oder

$$E^2(x)-E(x)(H-x) = \sigma^2,$$

woraus

$$x = H-\frac{E^2(x)-\sigma^2}{E(x)}.$$

Auf Grund dessen erhält man nach leichten Umrechnungen die folgende Tabelle 2.

Somit besitzen wir die Bedeutung der Konstanten σ als der Lebenserwartung des Alters H. Die zweite und dritte Zeile gelten für alle positiven Werte von k. Man erhält folgende symmetrische Beziehung:

$$x(k\sigma)+x\left(\frac{\sigma}{k}\right) = 2x(\sigma),$$

worin das Alter als Funktion der Lebenserwartung betrachtet ist. Die vierte und fünfte Zeile haben nur für positive H eine Bedeutung, die fünfte nur, wenn $H > \sigma$. Wenn H positiv ist, würde die Lebenserwartung $H+\sigma$ bei einem negativen Alter erreicht. Daher muß $H+\sigma > E(0)$ sein. Da gleichzeitig die Lebenserwartung $\frac{H+\sigma}{2}$ zu einem positiven Alter gehört, gilt für positive H die Lagenbeziehung

$$\frac{H+\sigma}{2} < E(0) < H+\sigma.$$

Theoretische Werte der Lebenserwartung
(Tabelle 2)

Lebenserwartung E(x)	Alter x
σ	H
σk	$H-\frac{k^2-1}{k}\sigma$
$\frac{\sigma}{k}$	$H+\sigma\frac{k^2-1}{k}$
H	$\frac{\sigma^2}{H}$
$H-\sigma$	$\frac{H\sigma}{H-\sigma}$
$H+\sigma$	$-\frac{H\sigma}{H+\sigma}$
x	$\frac{1}{4}\left(H+\sqrt{H^2+8\sigma^2}\right)$
$\frac{H+\sigma}{2}$	$\frac{H^2+3\sigma^2}{2(H+\sigma)}$
$E(0)-H$	$2H$
$\frac{E(0)}{2}$	$\frac{3E(0)}{2}-H$

Da σ gleich dem geometrischen Mittel zwischen $\frac{\sigma^2}{H}$ und H, liegt es zwischen diesen beiden Werten. Jedoch besteht keine allgemeine Größenbeziehung zwischen beiden Konstanten, weil sie eben von einander unabhängig sind.

Im Spezialfall $x = 0$ wird $H = \frac{E^2(0)-\sigma^2}{E(0)}$.

Wenn also H positiv sein soll, muß $\sigma < E(0)$ sein. Umkehrung ergibt $\sigma = \sqrt{E(0)(E(0)-H)}$. Daher ist $E(0)-H \gtrless \sigma \gtrless E(0)$, je nachdem $H \lessgtr 0$.

Dem gleichen theoretischen Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen entsprechen viele Wertepaare H und σ. Die Auswahl des geeignetsten Paares werden wir später bei der Konstantenbestimmung vornehmen. Alle mit einem bestimmten Wert von E(0) verträglichen positiven Wertepaare H und σ sind aber verknüpft durch die Bedingung

$$\frac{\sigma}{E(0)} = \sqrt{1-\frac{H}{E(0)}}. \qquad (30)$$

Somit erhält man für positive H die Tab. 3 (S. 27).

Diese Werte werden als äquiexpectationell bezeichnet, weil sie zum gleichen Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen gehören. Ihre Zuordnung ist in Fig. 5 aufgetragen. Auch der Wert $\sigma = H$ ist möglich. Dann ist $H^2+E(0)H = E^2(0)$ oder

Digitized by Google

$$H = \frac{E(0)}{2}(\sqrt{5}-1) = 0{,}61803\ E(0).$$

Demnach ist $\sigma \gtreqless H$ dann und nur dann, wenn

$$\sigma \gtreqless 0{,}61803\ E(0).$$

Hierdurch ist die relative Größenbeziehung von σ und H bei konstantem E(0) festgelegt. Falls H negativ, muß $\sigma > E(0)$ sein.

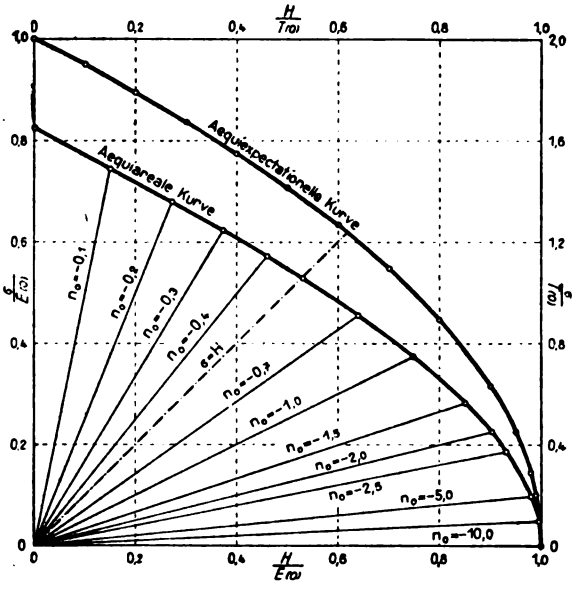
Äquiexpectationelle Werte der beiden Konstanten (Tabelle 3)

$\frac{H}{E(0)}$	$\frac{\sigma}{E(0)}$
0	1
0,1	0,94868
0,2	0,89443
0,3	0,83666
0,4	0,77460
0,5	0,70711
0,6	0,63246
0,7	0,54772
0,8	0,44721
0,9	0,31623
1	0

Der letzte Wert kann, wie oben auseinandergesetzt, nicht erreicht werden.

Bei allen diesen Betrachtungen handelt es sich stets um die theoretische Lebenserwartung eines Neugeborenen E(0), die sich von der empirischen, wie oben gezeigt, wesentlich unterscheiden kann.

6. Aequiexpectationelle und aequiareale Werte der beiden Konstanten



Um den Einfluß der beiden Konstanten auf den Verlauf der Lebenserwartung zu studieren, betrachten wir zunächst diejenigen Kurven der Lebenserwartung, welche E(0) gemeinsam haben. Einer Verkleinerung von σ entspricht dann eine Vergrößerung von H und umgekehrt. Der Einfluß einer Vergrößerung von H ergibt sich unter Berücksichtigung, daß σ dann eine Funktion von H, nämlich (30) ist, aus

$$\left(\frac{\partial E(x)}{\partial H}\right)_{E(0),x} = \frac{1}{2}\frac{\partial}{\partial H}\left(H - x + \sqrt{(H-x)^2 + 4E^2(0) - 4E(0)H}\right).$$

Die Indices bedeuten hier und in den folgenden Formeln jeweils die bei der Differentiation konstant gehaltenen Größen. Führt man nach der Differentation das σ wieder ein, so wird

$$\left(\frac{\partial E(x)}{\partial H}\right)_{E(0)x} = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{H - x - 2E(0)}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}\right).$$

Errechnet man die Lebenserwartung eines Neugeborenen nach (29) durch die beiden Konstanten, so wird

$$\left(\frac{\partial E(x)}{\partial H}\right)_{E(0)x} = \frac{1}{2}\left(1 - \frac{x + \sqrt{H^2 + 4\sigma^2}}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}\right).$$

Da der Zähler dieses Bruchs größer ist als der Nenner, solange $x = 0$, nimmt die Lebenserwartung für jedes Alter bei konstant gehaltenem theoretischen E(0) mit wachsendem H ab, mit wachsendem σ dagegen zu.

Von zwei Kurven mit dem gleichen theoretischen Wert E(0) liegt diejenige mit dem größeren H und kleinerem σ, abgesehen vom gemeinsamen Nullpunkt, dauernd unterhalb der andern.

Den allgemeinen Einfluß der beiden Konstanten sieht man aus

$$\left(\frac{\partial E(x)}{\partial H}\right)_x = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{H-x}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}\right) = -\left(\frac{\partial E(x)}{\partial x}\right)_H$$

und

$$\left(\frac{\partial E(x)}{\partial \sigma}\right)_x = \frac{2\sigma}{\sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}.$$

Die Lebenserwartung wächst also mit H und σ.

Falls beide Konstanten gleichzeitig auf das k fache wachsen, wächst auch die Lebenserwartung eines Neugeborenen wegen (29) auf das k fache. Damit ist der Charakter der Kurve der Lebenserwartungen und ihre Abhängigkeit von den beiden Konstanten klargestellt.

17. Sterbeziffer und Absterbeordnung.

Der reziproke Wert der Lebenserwartung, die Sterbeziffer der über x jährigen, M(x), wird nach (9)

$$M(x) = \frac{2}{H - x + \sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}}.$$

Macht man den Nenner rational, so wird

$$M(x) = \frac{1}{2\sigma^2}(x - H + \sqrt{(H-x)^2 + 4\sigma^2}) = \frac{x + E(x) - H}{\sigma^2}. \qquad (31)$$

Die Sterbeziffer der über x jährigen ist also hier eine lineare Funktion des mittleren Sterbealters. Unsere Ausgangsfunktion (27) nimmt somit die einfache Form an

$$l(x) = e^{-\frac{\sigma^2}{2}M^2(x)}.$$

Digitized by Google

Der Exponent $\sigma M(x)$, eine stets positive Funktion des Alters, ist für das Folgende sehr wichtig. Diesen dimensionslosen Ausdruck werden wir im folgenden mit u bezeichnen. Also

$$u = \frac{x + E(x) - H}{\sigma}$$

oder
$$u = \frac{\sigma}{E(x)} \tag{32}$$

oder
$$2\sigma u = x - H + \sqrt{(x-H)^2 + 4\sigma^2} \tag{33}$$

Die Größe u(x) ist also das mittlere Alter beim Tod gemessen vom Alter H aus und in Einheiten von σ Jahren. Eine solche lineare Transformation, also die Wahl eines neuen Nullpunktes und einer neuen Einheit, ist in der Fehlertheorie allgemein üblich. Wir werden daher u als reduziertes mittleres Alter beim Tod bezeichnen können.

Es interessiert, einige Werte von u als Funktion des Alters x zu kennen.

Die Funktion u(x)
(Tabelle 4)

x	u
0	u_0
$H - 1{,}5\,\sigma$	0,5
H	1
$H + 1{,}5\,\sigma$	2
∞	∞

Der Wert von u für das Alter $x = 0$ beträgt

$$u_0 = \frac{E(0) - H}{\sigma}$$

oder
$$u_0 = \frac{\sigma}{E(0)}$$

oder
$$2\sigma u_0 = -H + \sqrt{H^2 + 4\sigma^2}.$$

Da $H < E(0)$, ist auch u_0 stets positiv. Im Fall $H = 0$ wird $u_0 = 1$. Somit ist

$$0 < u_0 \leq 1,$$

falls
$$E(0) > H \geq 0.$$

Um die Abhängigkeit des u von x zu sehen, bilde man

$$\sqrt{(x-H)^2 + 4\sigma^2} = 2\sigma u - (x - H),$$

woraus man durch Quadrierung und Division durch 4σ erhält

$$\sigma = \sigma u^2 - u(x - H)$$

oder
$$x - H = \frac{\sigma}{u}(u^2 - 1) \tag{34}$$

Daher wird
$$\frac{dx}{du} = \sigma\left(1 + \frac{1}{u^2}\right). \tag{35}$$

Da die Größe u stets mit x wächst, ist speziell für alle von null verschiedenen Alter

$$u > u_0.$$

Die Abhängigkeit der Größe u von der Konstanten H ergibt sich aus

$$\frac{\partial H}{\partial u} = -\frac{\partial x}{\partial u}$$

als
$$\frac{\partial u}{\partial H} = -\frac{u^2}{\sigma(1+u^2)}. \tag{36}$$

Die Abhängigkeit von σ ergibt sich nach (34) aus

$$u - \frac{1}{u} = \frac{x - H}{\sigma}$$

als
$$\frac{du}{d\sigma} = -\frac{(x-H)u^2}{\sigma^2(1+u^2)} \tag{37}$$

oder
$$\frac{du}{d\sigma} = -\frac{u(u^2-1)}{\sigma(1+u^2)}. \tag{38}$$

Die Einführung der Funktion u hat den Vorzug, daß wir für die Absterbeordnung, die verlebte Zeit und das mittlere Alter der Lebenden sehr einfache Ausdrücke erhalten.

Die Absterbeordnung ergibt sich, indem man den Wert der Lebenserwartung nach (28) in die ursprüngliche Integralgleichung (27) einsetzt als

$$l(x) = e^{-\frac{1}{8\sigma^2}(x - H + \sqrt{(x-H)^2 + 4\sigma^2})^2}. \tag{39}$$

Den Wert $l(x) = 1$ erreicht die Kurve bei dem sinnlosen Alter $x = -\infty$, also im Endlichen überhaupt nicht. Speziell ist

$$l(0) = e^{-\frac{1}{8\sigma^2}(-H + \sqrt{H^2 + 4\sigma^2})^2} < 1.$$

Unsere bisherige Betrachtung führt also auf eine Formel, welche die Anfangsbedingung $l(0) = 1$ nicht erfüllt. Wir werden dies später durch eine zusätzliche Untersuchung erreichen.

Die Größe l(0) hängt nur von $\frac{H}{\sigma}$ ab. Alle Absterbeordnungen mit dem gleichen Wert dieses Verhältnisses haben den gleichen Wert l(0). Für das Alter $x = H$ wird $l(H) = e^{-\frac{1}{2}}$. Da dieser Wert schon ziemlich klein, wird H im allgemeinen positiv sein.

Es muß nunmehr noch verifiziert werden, daß der Ausdruck (39) auch wieder den früheren Wert der Lebenserwartung ergibt. Zu diesem Zweck berechnen wir die verlebte Zeit. Man hat nach (33)

$$l(x) = e^{-\frac{u^2}{2}}. \tag{40}$$

Nennt man die Variable u, wenn sie unter dem Integral auftritt, v, so wird die verlebte Zeit

$$T(x) = \int_x^\infty e^{-\frac{v^2}{2}}\, dz,$$

wobei z nur eine andere Bezeichnung für das Alter x. Setzt man den oben berechneten Wert des Differentials ein, so wird nach (35)

$$T(x) = \sigma \int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}}\left(1 + \frac{1}{v^2}\right) dv.$$

Aber

$$\int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}} \frac{dv}{v^2} = -\int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}} d\frac{1}{v}$$

wird durch partielle Integration zu

$$\int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}} \frac{dv}{v^2} = \frac{e^{-\frac{u^2}{2}}}{u} - \int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}}\, dv.$$

Digitized by Google

Daher wird die verlebte Zeit

$$T(x) = \frac{\sigma}{u} e^{-\frac{u^2}{2}} \qquad (41)$$

und die Lebenserwartung $E(x) = \frac{\sigma}{u}$. Dies ist aber die frühere Definition von u.

Zur Untersuchung des Verlaufs von l(x) mit wachsendem Alter bilde man nach (40)

$$l'(x) = -e^{-\frac{u^2}{2}} u \frac{du}{dx}.$$

Daher wird nach (35)

$$l'(x) = -\frac{u^3 e^{-\frac{u^2}{2}}}{\sigma(1+u^2)}.$$

Der zweite Differentialquotient wird

$$l''(x) = -\frac{u^2 e^{-\frac{u^2}{2}}}{\sigma^2(u^2+1)^3}[(u^2+1)(3u^2-u^4)-2u^4]$$

$$= -\frac{u^4 e^{-\frac{u^2}{2}}}{\sigma^2(u^2+1)^3}(3u^2+3-u^4-u^2-2u^2)$$

$$= \frac{u^4 e^{-\frac{u^2}{2}}(u^4-3)}{\sigma^2(u^2+1)^3}.$$

Er ist gleich null für einen Wert u_m, wobei

$$u_m = \pm\sqrt[4]{3} = \pm 1{,}31607.$$

Da u für positive x stets positiv ist, kommt nur die positive Wurzel in Betracht. Es existiert also nur ein Maximum der Gestorbenen, und zwar nach (34) im Alter

$$\xi = H + \frac{u_m^2 - 1}{u_m}\sigma.$$

Somit beträgt die wahrscheinlichste Lebensdauer

$$\xi = H + 0{,}55624\,\sigma. \qquad (42)$$

Bis zu diesem Alter verläuft die l(x)-Kurve nach unten konkav, in seiner Umgebung linear und von da an nach unten konvex. Dieses Verhalten der empirischen Figuren, der vierte charakteristische Punkt, wird also von der theoretischen Kurve wiedergegeben.

Um den Einfluß der Konstanten auf den Verlauf der l(x)-Kurve zu untersuchen, bilde man

$$\frac{\partial l(x)}{\partial H} = \frac{\partial l(x)}{\partial u}\frac{\partial u}{\partial H}.$$

Dies wird nach (36) und (40)

$$\frac{\partial l(x)}{\partial H} = \frac{l(x)u^3}{\sigma(1+u^2)}.$$

Eine Vergrößerung von H bedeutet also eine Vergrößerung sämtlicher Werte l(x). Dagegen ist

$$\frac{\partial l(x)}{\partial \sigma} = \frac{\partial l(x)}{\partial u}\frac{\partial u}{\partial \sigma}.$$

Dies wird nach (37)

$$\frac{\partial l(x)}{\partial \sigma} = \frac{l(x)u^6}{\sigma^2(1+u^2)}(x-H).$$

Wenn also $x \gtrless H$, so ist $\frac{\partial l(x)}{\partial \sigma} \lesseqgtr 0$. Bezeichnet man die Alter $x \gtrless H$ als jüngere bzw. ältere, so bedeutet eine Vergrößerung (Verkleinerung) von σ bei festem H eine Verkleinerung (Vergrößerung) der l(x)-Werte bei den jüngeren und eine Vergrößerung (Verkleinerung) bei den älteren Klassen (Fig. 8). Der Wert l(x) beim Alter H bleibt dabei erhalten, jedoch wächst seine Lebenserwartung. Ferner wächst (fällt) dabei auch die Lebenserwartung eines Neugeborenen. Die durch eine Veränderung von σ bewirkte Veränderung von l(x) bei den älteren Klassen überwiegt also die Veränderung bei den jüngeren. Ein Gleichbleiben der Lebenserwartung eines Neugeborenen wäre, wie wir oben (30) gesehen haben, nur bei gleichzeitiger, entsprechender Veränderung von H und σ möglich.

Setzt man den Wert von $x - H$ aus (34) ein, so wird

$$\frac{\partial l(x)}{\partial \sigma} = \frac{l(x)u^2(u^2-1)}{\sigma(u^2+1)}$$

Speziell wird die Abhängigkeit der Ausgangszahl l(0) von den beiden Konstanten gegeben durch

$$\frac{\partial l(0)}{\partial H} = \frac{l(0)u_0^3}{\sigma(1+u_0^2)}$$

und

$$\frac{\partial l(0)}{\partial \sigma} = \frac{l(0)u_0^2(u_0^2-1)}{\sigma(1+u_0^2)}.$$

Somit können wir auch den Einfluß der Konstanten auf die Erlebenswahrscheinlichkeiten $\frac{l(x)}{l(0)}$ feststellen. Man erhält

$$\frac{\partial}{\partial H}\left(\frac{l(x)}{l(0)}\right) = \frac{1}{l(0)}\left(\frac{\partial l(x)}{\partial H} - \frac{l(x)}{l(0)}\frac{\partial l(0)}{\partial H}\right)$$

$$= \frac{l(x)}{l(0)\sigma}\left(\frac{u^3}{1+u^2} - \frac{u_0^3}{1+u_0^2}\right)$$

$$= \frac{l(x)\left(u^3 - u_0^3 + u^2u_0^2(u-u_0)\right)}{l(0)\sigma(1+u^2)(1+u_0^2)}.$$

Da $u > u_0$, wachsen sämtliche Erlebenswahrscheinlichkeiten mit wachsendem H. Wenn zwei Kurven das gleiche σ besitzen, so wird die Kurve der Erlebenswahrscheinlichkeiten, welche ein größeres H aufweist, stets oberhalb der anderen liegen. Der Einfluß einer Veränderung von σ bei konstantem H ist wieder von anderer Art. Denn

$$\frac{\partial}{\partial \sigma}\left(\frac{l(x)}{l(0)}\right) = \frac{1}{l(0)}\left(\frac{\partial l(x)}{\partial \sigma} - \frac{l(x)}{l(0)}\frac{\partial l(0)}{\partial \sigma}\right)$$

$$= \frac{l(x)}{l(0)\sigma}\left(\frac{u^2(u^2-1)}{u^2+1} - \frac{u_0^2(u_0^2-1)}{u_0^2+1}\right)$$

oder

$$\frac{\partial}{\partial \sigma}\left(\frac{l(x)}{l(0)}\right)$$

$$= \frac{l(x)}{l(0)\sigma(1+u^2)(1+u_0^2)}(u^4 - u^2 + u^4u_0^2 - u_0^4 + u_0^2 - u^2u_0^4)$$

$$= \frac{l(x)(u^2-u_0^2)}{l(0)\sigma(1+u^2)(1+u_0^2)}(u^2 + u_0^2 + u^2u_0^2 - 1).$$

Die Abhängigkeit der Erlebenswahrscheinlichkeiten $\frac{l(x)}{l(0)}$ von σ wird also gegeben durch

$$\frac{\partial}{\partial \sigma}\left(\frac{l(x)}{l(0)}\right) = \frac{l(x)(u^2-u_0^2)}{l(0)\sigma(1+u^2)(1+u_0^2)} \times [u^2(1+u_0^2) - (1-u_0^2)].$$

Digitized by Google

Das Vorzeichen dieses Ausdrucks hängt nur von dem der Klammer ab. Diese wächst stets mit dem Alter. Es ist nun zu unterscheiden, ob sie von vornherein bereits positiv ist oder es erst wird. Dies hängt von u_0, also dem Verhältnis der beiden Konstanten zueinander ab. Falls die Klammer stets positiv, muß

$$u^2 (1 + u_0^2) > 1 - u_0^2.$$

Dies ist immer erfüllt, wenn es bereits für u_0 gilt, wenn also

$$u_0^4 + 2 u_0^2 \geq 1$$

oder

$$u \geq \sqrt{\sqrt{2} - 1} = 0{,}64359.$$

Falls also $\sigma \geq 0{,}64359$ E(0), ist der Klammerausdruck stets positiv, und alle Erlebenswahrscheinlichkeiten wachsen bei konstantem H mit wachsendem σ. Das H kann hierbei nach (30) auch negativ sein. Falls jedoch $u_0 < 0{,}643\,59$, wobei H nach (30) stets positiv ist, ist der Klammerausdruck zunächst negativ. Von

$$u_1 = \sqrt{\frac{1 - u_0^2}{1 + u_0^2}}$$

an wird er positiv. Dem entspricht nach (34) das Alter

$$x_1 = H + \sigma \sqrt{\frac{1 + u_0^2}{1 - u_0^2}} \frac{1 - u_0^2 - 1 - u_0^2}{1 + u_0^2}$$

oder

$$x_1 = H - \frac{2 \sigma u_0^2}{\sqrt{1 - u_0^4}}.$$

Bis zu diesem Alter, das unterhalb von H liegt, fallen bei konstantem H mit wachsendem σ, falls $u_0 < 0{,}64359$, die Erlebenswahrscheinlichkeiten und von da an steigen sie. In diesem Fall verhält sich also die Erlebenswahrscheinlichkeit gegenüber Veränderungen der Konstanten im Prinzip wie die l(x)-Kurve selbst. Nur das Alter, bei dem der Einfluß von σ wechselt, ist nach vorn verschoben. Da der Anfangswert von $\frac{l(x)}{l(0)}$ für das Alter null, nämlich 1, stets erhalten bleibt und die Krümmung von $\frac{l(x)}{l(0)}$ gleich der von l(x) selbst ist, also ihr Vorzeichen stets erhalten bleibt, ist das anfängliche Fallen von $\frac{l(x)}{l(0)}$ bei steigendem σ ziemlich gering. Die durch ein Steigen von σ herbeigeführte Verbesserung der Erlebenswahrscheinlichkeiten zeigt sich am deutlichsten in den älteren Klassen.

18. Verlebte Zeit und mittleres Alter der Lebenden.

An Hand der Formel (41) läßt sich auch der Einfluß einer Veränderung der beiden Konstanten auf die verlebte Zeit untersuchen. Zunächst ist

$$\frac{\partial T(x)}{\partial u} = -\frac{T(x)(1 + u^2)}{u}.$$

Daher wird

$$\frac{\partial T(x)}{\partial H} = \frac{\partial T(x)}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial H}$$

nach (36) zu

$$\frac{\partial T(x)}{\partial H} = \frac{T(x)\, u}{\sigma}. \tag{43}$$

Die verlebte Zeit nimmt also mit wachsendem H stets zu. Ebenso ergibt sich

$$\frac{\partial T(x)}{\partial \sigma} = \frac{d T(x)}{d \sigma} + \frac{\partial T(x)}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial \sigma}$$

nach (38) als

$$\frac{\partial T(x)}{\partial \sigma} = \frac{T(x)}{\sigma} \left(1 + \frac{(1 + u^2)\, u\, (u^2 - 1)}{u\, (1 + u^2)}\right)$$

oder

$$\frac{\partial T(x)}{\partial \sigma} = \frac{T(x)\, u^2}{\sigma} \tag{44}$$

oder

$$\frac{\partial T(x)}{\partial \sigma} = \frac{\partial T(x)}{\partial H} u.$$

Also nimmt die verlebte Zeit auch mit σ stets zu. Für die Alter über H ist die Zunahme mit σ nach Tabelle 4 auf S. 28 stärker als die mit H. Für die jüngeren Alter gilt das umgekehrte. Speziell ergibt sich aus diesen Formeln auch die Abhängigkeit des Inhalts T(0) von den beiden Konstanten als

$$\frac{\partial T(0)}{\partial H} = \frac{T(0)\, u_0}{\sigma}$$

und

$$\frac{\partial T(0)}{\partial \sigma} = \frac{\partial T(0)}{\partial H} u_0.$$

Der Inhalt nimmt also mit beiden Konstanten zu, und zwar, falls $u_0 \lesseqgtr 1$, mit H rascher (langsamer) als mit σ.

Aus beiden Systemen ergibt sich der Einfluß der Konstanten auf die relative Größe der Bevölkerung über dem Alter x, welche $\frac{T(x)}{T(0)}$ lautet. Er beträgt

$$\frac{\partial}{\partial H}\left(\frac{T(x)}{T(0)}\right) = \frac{1}{T(0)}\left(\frac{\partial T(x)}{\partial H} - \frac{T(x)}{T(0)} \frac{\partial T(0)}{\partial H}\right)$$
$$= \frac{T(x)}{T(0)\, \sigma} (u - u_0)$$

und

$$\frac{\partial}{\partial \sigma}\left(\frac{T(x)}{T(0)}\right) = \frac{1}{T(0)}\left(\frac{\partial T(x)}{\partial \sigma} - \frac{T(x)}{T(0)} \frac{\partial T(0)}{\partial \sigma}\right)$$
$$= \frac{T(x)}{T(0)\, \sigma} (u^2 - u_0^2)$$
$$= \frac{\partial}{\partial H}\left(\frac{T(x)}{T(0)}\right) (u + u_0).$$

Die relative Größe der Bevölkerung über dem Alter x wächst also mit beiden Konstanten. Für die jüngeren Alter, bei denen $u + u_0 < 1$, ist der Einfluß von σ kleiner als der von H, bei den älteren gilt das umgekehrte. Die relative Größe der Bevölkerung über dem Alter x reagiert also auf Veränderungen in den Konstanten im Prinzip wie die verlebte Zeit. Nur das Alter, in dem die Größe des Einflusses wechselt, ist nach oben verschoben.

Es interessiert auch, das mittlere Alter der über dem Alter x Lebenden zu berechnen. Nach der oben in Formel (11) abgeleiteten Beziehung gilt

$$\bar{x}(x) = x + \frac{\int_x^\infty T(z)\, dz}{T(x)}.$$

Digitized by Google

Daher nach (41)

$$\bar{x}(x) = x + \frac{u\, e^{\frac{u^2}{2}}}{\sigma} \int_x^\infty T(z)\, dz.$$

Führt man im Integral die Variable u ein und nennt sie da, wo sie als Integrationsvariable auftritt, v, so reicht das Integral von u bis ∞. Setzt man für T(z) und dz die oben, (41) und (35), berechneten Werte ein, so ergibt sich für das mittlere Alter der über dem Alter x Lebenden

$$\bar{x}(x) - x = \sigma\, u\, e^{\frac{u^2}{2}} \int_u^\infty \left(\frac{e^{-\frac{v^2}{2}}}{v} + \frac{e^{-\frac{v^2}{2}}}{v^3} \right) dv$$

aber

$$\int_u^\infty \frac{e^{-\frac{v^2}{2}}}{v^3}\, dv = -\frac{1}{2} \int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}}\, d\frac{1}{v^2}$$

$$= \frac{e^{-\frac{u^2}{2}}}{2u^2} - \frac{1}{2} \int_u^\infty \frac{e^{-\frac{1}{v^2}}}{v}\, dv.$$

Daher wird

$$\bar{x}(x) - x = \frac{\sigma}{2u} + \frac{\sigma}{2}\, u\, e^{\frac{u^2}{2}} \int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}} \frac{dv}{v}.$$

Führt man die neue Integrationsvariable w ein, durch $w = \frac{v^2}{2}$, so wird $\frac{2\,dv}{v} = \frac{dw}{w}$ und der Integrationsbereich geht von $\frac{u^2}{2}$ bis ∞. Das so entstehende Integral

$$\int_u^\infty e^{-\frac{v^2}{2}} \frac{dv}{v} = \frac{1}{2} \int_{\frac{u^2}{2}}^\infty e^{-w} \frac{dw}{w} = -\frac{1}{2}\, \mathrm{Ei}\left(-\frac{u^2}{2}\right)$$

ist aber der bekannte Integrallogarithmus, sodaß das mittlere Alter der Lebenden lautet

$$\bar{x}(x) = x + \frac{\sigma}{2u} \left[1 - \frac{u^2}{2} e^{\frac{u^2}{2}}\, \mathrm{Ei}\left(-\frac{u^2}{2}\right) \right]. \quad (45)$$

Somit sind die theoretischen Werte für die Lebenserwartung, Sterbeziffer, Absterbeordnung, verlebte Zeit, wahrscheinlichste Lebensdauer und das mittlere Alter der Lebenden und die wichtigsten Eigenschaften der biometrischen Funktionen innerhalb unseres Systems abgeleitet.

Diese Betrachtungen werden später nach zwei Punkten modifiziert. Zunächst werden wir die Konstanten durch bestimmte, aus den biometrischen Funktionen berechnete Werte festlegen. Diese üben dann einen Einfluß auf die Konstanten aus oder umgekehrt, diese Werte werden ihrerseits von den Konstanten abhängen, sodaß wir die Sterbetafel deutlicher als hier durch Angabe der Konstanten charakterisieren können. Ferner werden wir durch eine zusätzliche Betrachtung auch die Erhaltung von l(0), also der Gesamtzahl der Gestorbenen, erreichen. Dann läßt sich die l(x)-Kurve wieder wie ursprünglich sowohl als relative Altersverteilung der stationären Bevölkerung wie als Absterbeordnung, also als Reihe der Erlebenswahrscheinlichkeiten, auffassen. Diese zusätzliche Betrachtung werden wir jedoch erst nach der Bestimmung der Konstanten durchführen können.

V. Die Normentafel.

19. Lebenserwartung und mittleres Alter beim Tod.

Im folgenden beschäftigen wir uns mit der numerischen Berechnung der biometrischen Funktionen. In allen kommen das Alter x und die beiden Konstanten H und σ stets in der Verbindung $\frac{x-H}{\sigma}$ und nur in ihr vor. Dies erlaubt eine wesentliche Vereinfachung aller Formeln durch Einführung dieser dimensionslosen, reellen Größe $n = \frac{x-H}{\sigma}$, welche die Rolle eines reduzierten Alters spielt. Im Gegensatz zum Alter kann das reduzierte Alter auch negativ sein. Durch diese lineare Transformation nehmen sämtliche biometrischen Funktionen eine allgemein gültige, von den speziellen Werten der Konstanten unabhängige, Gestalt an. Diese wird daher als normal bezeichnet. Das Alter wird dargestellt in der Form $x = H + n\sigma$. Die Lebenserwartung wird, ausgedrückt durch die Einheit σ, zu

$$\frac{E(H + n\sigma)}{\sigma} = \frac{1}{2}\left(-n + \sqrt{n^2+4}\right) \quad (46)$$

und

$$\frac{E(H - n\sigma)}{\sigma} = \frac{1}{2}\left(n + \sqrt{n^2+4}\right).$$

Die numerische Berechnung gestaltet sich sehr einfach, da der unter der Wurzel stehende Ausdruck in Bezug auf das Vorzeichen symmetrisch ist. Da

$$\frac{E(H + n\sigma)}{\sigma} = -n + \frac{E(H - n\sigma)}{\sigma},$$

genügt die numerische Berechnung der Lebenserwartung für alle Alter unter H, also für alle negativen n. Dann ergeben sich die Lebenserwartungen für die späteren Alter durch Subtraktion des entsprechenden n.

Das reduzierte mittlere Alter beim Tod ergibt sich, ebenfalls ausgedrückt durch σ, aus

$$\frac{x + E(x) - H}{\sigma} = u(H + n\sigma).$$

Dies wird nach (46)

$$u(H + n\sigma) = \frac{E(H - n\sigma)}{\sigma}. \quad (46a)$$

Ebenso wird $u(H - n\sigma) = \frac{E(H + n\sigma)}{\sigma}$.

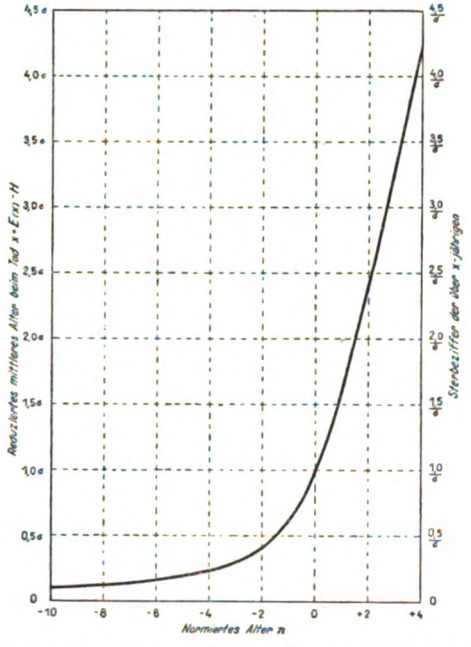
Digitized by Google

Man erhält diese Werte also aus der Lebenserwartung durch Vertauschung von n mit — n.

Eine besondere Berechnung ist hierbei also nicht nötig. Die erste Spalte der folgenden Normentafel enthält das Alter, ausgedrückt durch n, fortschreitend in Intervallen von 1, für die mittleren Alter von 0,1, also in Intervallen von σ bzw. $\frac{\sigma}{10}$ Jahren, die zweite die Lebenserwartung, die dritte das reduzierte mittlere Alter beim Tod. Beide Spalten sind ausgedrückt durch σ (Seite 37).

Addiert man H zu $x + E(x) - H$, so erhält man den Verlauf der mittleren Sterbealter der über x jährigen. Andrerseits ist nach (31) das reduzierte mittlere Alter beim Tod, abgesehen vom Faktor σ, gleich der speziellen Sterbeziffer der über x jährigen. Diese Kurven sind also bis auf eine lineare Verschiebung miteinander identisch. Sie sind daher auf der gleichen Fig. 7 aufgetragen. Die linke Skala gibt das mittlere Alter beim Tod, die rechte die speziellen Sterbeziffern der x jährigen.

7. Normalverlauf der mittleren Alter beim Tod und Sterbeziffern



Mit der Berechnung der mittleren Alter beim Tod ist der Exponent in der Formel für die Absterbeordnung gefunden. Somit kann man eine „normale" Sterbetafel aufstellen, in welcher das Alter durch $H + n\sigma$ ausgedrückt wird, während die Werte der Sterbetafel numerisch gegeben sind. Während sich also üblicherweise die Tafeln durch die zu den gleichen Altern gehörigen verschiedenen Werte von l(x) unterscheiden, haben hier sämtliche Tafeln die gleichen Werte von l(x). Sie unterscheiden sich jedoch durch die Verschiedenheit der zugehörigen Alter.

Die aktuelle Berechnung fordert somit nunmehr die Aufstellung von $e^{-\frac{u^2}{2}}$ für verschiedene Werte von

$$u = \frac{n + \sqrt{n^2 + 4}}{2}.$$

Die Tabelle der Exponentialfunktion in Czubers Statistischen Forschungsmethoden enthält nicht genügend viele Werte; die von Davenport, Statistical Methods, S. 118 angegebenen Werte enthalten zahlreiche Interpolationsfehler in den letzten beiden Stellen. Daher wurden diese Werte neu berechnet.[1])

20. Numerische Werte der Absterbeordnung.

Interpoliert man aus Tabelle 5 zu jedem der in Spalte 3 der Normentafel (S. 37) aufgetragenen Werte von u den entsprechenden Wert von $e^{-\frac{u^2}{2}}$, so erhält man die Absterbeordnung für die Alter $x = H + n\sigma$. Diese in Spalte 4 verzeichneten Werte zeigen sehr deutlich die Verschiedenartigkeit des Einflusses beider Konstanten. Da dem Alter $x = H$ unabhängig von σ ein fester Wert der l(x)-Kurve entspricht, bedeutet eine Vergrößerung von H ein Hinausschieben dieses Punktes, d. h. eine Vergrößerung sämtlicher Werte l(x). Eine Vergrößerung von σ bei festgehaltenem H bringt dagegen bei den vor H gelegenen Altern eine Verkleinerung, bei den nach H gelegenen eine Vergrößerung von l(x) hervor, da die festen Werte von l(x) sich im einen Fall nach früheren, im andern nach späteren Altern verschieben. Man kann sich diesen verschiedenartigen Einfluß am besten vorstellen durch das Bild einer Wippschaukel, die sich um den Punkt mit den Koordinaten H und $e^{-\frac{1}{2}}$ dreht, wobei der Drehungswinkel von σ abhängt. Eine Vergrößerung von σ bedeutet eine Drehung entgegengesetzt, eine Verkleinerung eine Drehung im Sinn des Uhrzeigers (Fig. 8). Alle Kurven mit gemeinsamem H gehen durch den Punkt H, $e^{-\frac{1}{2}}$.

Dagegen haben zwei Kurven mit dem gleichen σ keinen Punkt gemeinsam. Vielmehr wird die Kurve mit kleinerem H ganz unterhalb der Kurve mit größerem H verlaufen.

Die beiden Konstanten H und σ charakterisieren also eine Kurve in ganz verschiedener Weise. Die Kurven, welche im ganzen Verlauf größere Werte von l(x) aufweisen, sind durch größere H, die Kurven, welche speziell größere Werte bei den älteren Klassen aufweisen, durch größere σ gekennzeichnet. Der Begriff ältere bzw. jüngere Klassen ist dabei relativ, denn er ist definiert durch H.

Will man den Einfluß der beiden Konstanten in eine Analogie zu dem Einfluß der Lebenserwartung eines Neugeborenen und des mittleren Alters aller Lebenden bringen, so kann man sagen: Die Konstante H spielt die Rolle einer Lebenserwartung, die Konstante σ die eines mittleren Alters der Lebenden.

Eine Vermehrung von σ und H auf das kfache bewirkt eine Verschiebung von allen Altern auf das kfache. Das Alter Null bleibt natürlich erhalten. Faßt man x als Funktion von l(x) auf, dreht also die Fig. 8 um 90° entgegengesetzt der Richtung des Uhrzeigers, so bleiben alle Abszissen l(x) erhalten.

[1]) Für die Hilfe bei der Berechnung der Tabellen 5 und 7 bin ich Herrn Gerhard Levin sehr verbunden.

Digitized by Google

Die Werte von $10^5\, e^{-\frac{x^2}{2}}$ (Tabelle 5)

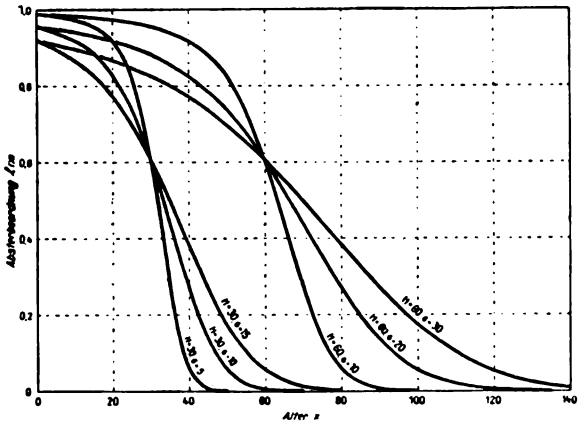
x	0		1		2		3		4		5		6		7		8		9	
0,0	100000	00005	99995	00015	99980	00025	99955	00035	99920	00045	99875	00055	99820	00065	99755	00075	99681	00085	99596	00095
0,1	99501	104	99397	114	99283	125	99158	133	99025	144	98881	153	98728	163	98565	172	98393	182	98211	191
0,2	98020	201	97819	210	97609	219	97390	229	97161	238	96923	247	96676	256	96420	264	96156	274	95882	282
0,3	95600	291	95309	299	95010	308	94702	318	94384	324	94060	334	93726	342	93384	350	93034	357	92677	365
0,4	92312	373	91939	381	91558	389	91169	395	90774	403	90371	410	89961	418	89543	424	89119	431	88688	438
0,5	88250	445	87805	452	87353	457	86896	464	86432	470	85963	476	85487	481	85006	487	84519	493	84026	499
0,6	83527	504	83023	509	82514	513	82001	520	81481	524	80957	528	80429	533	79896	537	79359	542	78817	544
0,7	78270	549	77721	554	77167	557	76610	562	76048	564	75484	568	74916	570	74346	573	73769	576	73193	578
0,8	72615	582	72033	585	71448	587	70861	589	70272	591	69681	594	69087	595	68492	597	67896	598	67298	600
0,9	66698	601	66097	602	65495	603	64892	604	64288	605	63683	605	63078	606	62472	607	61865	606	61259	606
1,0	60653	606	60047	607	59440	606	58834	606	58228	605	57623	605	57018	604	56414	603	55811	603	55208	601
1,1	54607	600	54007	598	53409	598	52811	596	52215	595	51620	592	51028	591	50437	589	49848	588	49260	585
1,2	48675	583	48092	581	47511	578	46933	576	46357	574	45783	571	45212	568	44644	566	44078	562	43516	560
1,3	42956	557	42399	554	41845	551	41294	547	40747	545	40202	541	39661	538	39123	534	38589	531	38058	527
1,4	37531	524	37007	520	36487	516	35971	512	35459	509	34950	505	34445	501	33944	497	33447	493	32954	489
1,5	32465	485	31980	480	31500	477	31023	473	30550	468	30082	464	29618	460	29158	456	28702	451	28251	447
1,6	27804	443	27361	438	26923	434	26489	430	26059	425	25634	421	25213	416	24797	412	24385	407	23978	403
1,7	23575	399	23176	394	22782	390	22392	385	22007	380	21627	376	21251	372	20879	368	20511	363	20148	358
1,8	19790	354	19436	350	19086	345	18741	341	18400	336	18064	332	17732	328	17404	323	17081	319	16762	314
1,9	16448	311	16137	306	15831	302	15529	297	15232	293	14939	289	14650	286	14364	281	14083	277	13806	272
2,0	13534	269	13265	265	13000	260	12740	257	12483	253	12230	248	11982	245	11737	241	11496	237	11259	234
2,1	11025	230	10795	226	10569	222	10347	218	10129	215	09914	212	09702	207	09495	204	09291	201	09090	198
2,2	08892	194	08698	191	08507	187	08320	184	08136	180	07956	177	07779	175	07604	171	07433	168	07265	165
2,3	07100	161	06939	159	06780	156	06624	153	06471	150	06321	147	06174	144	06030	142	05888	138	05750	136
2,4	05614	133	05481	131	05350	128	05222	126	05096	123	04973	121	04852	118	04734	116	04618	113	04505	111
2,5	04394	109	04285	107	04178	104	04074	102	03972	99	03873	98	03775	95	03680	94	03586	92	03494	89
2,6	03405	88	03317	86	03231	84	03148	82	03066	80	02986	78	02908	77	02831	74	02757	73	02684	72
2,7	02612	70	02542	68	02474	66	02408	65	02343	63	02280	62	02218	61	02157	59	02098	58	02040	56
2,8	01984	55	01929	53	01876	53	01823	51	01772	49	01723	49	01674	47	01627	46	01581	45	01536	44
2,9	01492	43	01449	41	01408	41	01367	39	01328	39	01289	37	01252	37	01215	36	01179	34	01145	34
3	01111	292	00819	209	00610	168	00432	123	00309	90	00219	66	00153	47	00106	33	00073	23	00050	16
4	00034	12	00022	7	00015	5	00010	4	00006	2	00004	1	00003	1	00002	1	00001	0	00001	
5	00000																			

Digitized by Google

Dagegen die Ordinaten x vermehren sich unter Erhaltung des Nullpunkts auf das kfache. Dabei nimmt auch der Inhalt T(0) auf das kfache zu.

Falls H auf das kfache, σ aber auf das mfache steigt, so bedeutet dies, daß der Punkt H, $e^{-\frac{1}{2}}$ dieser Kurve mit der Kurve, welche durch den kfachen Wert von H und σ erzeugt wurde, gemeinsam ist. Die jüngeren Alter sind bei $m \lesseqgtr k$ stärker (schwächer),

8. Einfluß der beiden Konstanten auf die Sterbetafel

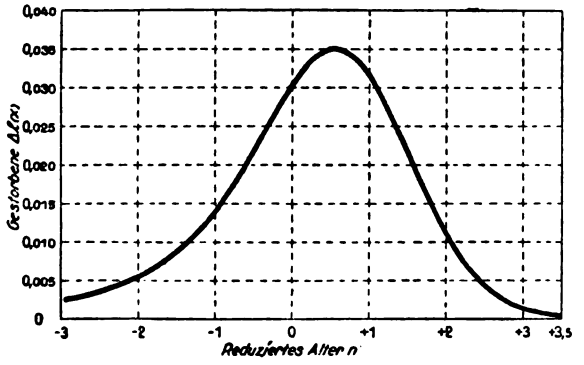


die älteren schwächer (stärker) vertreten als bei der Kurve mit kH und kσ. Dies gilt, falls die Multiplikatoren m und k größer als Eins sind. Im andern Fall gilt jeweils das Umgekehrte.

Diese Eigenschaften der Kurve l(x) können nicht auf den Altersaufbau $\frac{l(x)}{T(0)}$ und die statistische Erlebenswahrscheinlichkeit $\frac{l(x)}{l(0)}$ übertragen werden. Denn T(0) und l(0) werden selbst wieder von den beiden Konstanten beeinflußt.

Kombiniert man das mittlere Alter beim Tod mit der Absterbeordnung, so erhält man wieder die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod, den Ausgangspunkt unserer Betrachtungen (Fig. 5, Seite 24).

9. Normalverlauf der Gestorbenen



Durch Bildung der Differenzen Δ l(x) aus der Reihe der l(x)-Werte erhält man die Zahl der Gestorbenen innerhalb der Intervalle von 0,1 σ bzw. von σ Jahren. Sie sind in der 5. Spalte aufgetragen (S. 37) und jeweils dem Anfang der betreffenden Intervalle zugeordnet. Die Zahl der jährlich Gestorbenen erhält man hieraus durch Division mit 0,1 σ bzw. σ. Das Maximum der Gestorbenen, die wahrscheinlichste Lebensdauer, liegt in Übereinstimmung mit dem Verlauf des Differentialquotienten zwischen $n = 0{,}5$ und $n = 0{,}6$, also zwischen den Altern $H + 0{,}5\,\sigma$ und $H + 0{,}6\,\sigma$. Da die Intervallängen konstant sind, wird die Zahl der jährlich Gestorbenen ebenfalls ihr Maximum in dem entsprechenden Altersintervall aufweisen. In Figur 9 sind die Zahlen der Gestorbenen für die Intervalle von $\frac{\sigma}{10}$ Jahren aufgetragen. Sehr deutlich sieht man die bekannte Asymmetrie dieser Kurve.

Das Maximum der Gestorbenen liegt, wie oben errechnet, bei $n = 0{,}55624$, also in dem Intervall $H + 0{,}50624\,\sigma$ bis $H + 0{,}60624\,\sigma$. Hieraus läßt sich wieder die Größe des Maximums bestimmen. Die zugehörigen Werte von u betragen

$$u_1 = \tfrac{1}{2}\,(0{,}50624 + \sqrt{4{,}2562789376}) = 1{,}28466$$

und

$$u_2 = \tfrac{1}{2}\,(0{,}60624 + \sqrt{4{,}3675269376}) = 1{,}34804$$

sodaß

$$\Delta\, l(x) = 0{,}43816 - 0{,}40309 = 0{,}03507,$$

also ein Wert, der mit dem in der Normentafel bereits angegebenen gut übereinstimmt.

Die Zahl derer, die in dem einjährigen Intervall sterben, in dessen Mitte die wahrscheinlichste Lebensdauer liegt, beträgt $\frac{0{,}3507}{\sigma}\, l(0)$.

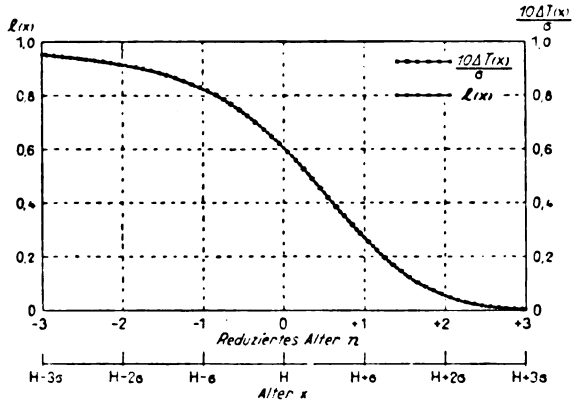
21. Verlebte Zeit und Sterbensintensität.

Durch Multiplikation der Absterbeordnung l(x) mit der Lebenserwartung E(x) erhält man die von den xjährigen noch zu verlebenden Zeiten T(x) oder die Zahl der über dem Alter x in einer stationären Bevölkerung Lebenden. Da die Lebenserwartung durch die Konstante σ ausgedrückt ist, gilt dasselbe für die verlebten Zeiten (S. 37, Spalte 6). T(x) nimmt den Wert σ an beim Alter $x = H - 0{,}57453\,\sigma$. Durch Differenzenbildung erhält man die jeweils zwischen zwei Altern n_1 und n_2 verlebten Zeiten Δ T(x) oder die stationäre Bevölkerung innerhalb dieses Alters (Spalte 7). Natürlich stimmen diese Werte ganz nahe mit den Werten von $\frac{l(x_1) + l(x_2)}{2}$ überein, wobei x_1 und x_2 die zu den Größen n_1 und n_2 gehörenden Alter bedeuten. In der Figur 10 ist der Verlauf dieser Kurven für Intervalle von $\frac{\sigma}{10}$ Jahren aufgetragen. Division dieser Zahlen durch T(0) ergibt den Altersaufbau der stationären Bevölkerung, also den relativen Anteil dieser Altersklasse an der Gesamtbevölkerung. Division der während der Altersintervalle Gestorbenen durch die dazwischen verlebte Zeit ergibt in Spalte 8 die speziellen Sterbeziffern dieser Altersklasse. Die Zahl der hierbei berechenbaren echten Stellen ist gleich der jeweils geringeren Stellenzahl bei den Gestorbenen oder verlebten Zeiten. Da aber die Angaben für die Gestorbenen in vielen Fällen nur auf drei Stellen genau sind, kann die spezielle Sterbeziffer dann

Digitized by Google

ebenfalls nur auf drei Stellen genau angegeben werden. Die reziproken Werte ergeben in Spalte 9 die sogenannte Lebenskraft $\Lambda(x)$. Die Werte von $\frac{\Delta T(x)}{\sigma}$, $\sigma\, m(x)$ und $\frac{\Delta(x)}{\sigma}$ sind in der Tabelle 7 jeweils dem Anfangswert des Intervalles zugeordnet, zu dem sie gehören.

10. Normaler Altersaufbau



Die Sterbensintensität ergibt sich nach (6) und (28) unter Berücksichtigung des Wertes von $E'(x)$ als

$$\mu(x) = \frac{1}{4\sigma^2}\left(x - H + \sqrt{(x-H)^2 + 4\sigma^2}\right) \times \left(1 + \frac{x-H}{\sqrt{(x-H)^2 + 4\sigma^2}}\right)$$

oder nach Einführung des reduzierten Alters als

$$\mu(x) = \frac{1}{4}\,\frac{\left(n + \sqrt{n^2+4}\right)^2}{\sigma\sqrt{n^2+4}}.$$

Daher wird $$\sigma\,\mu(x) = \frac{n}{2} + \frac{n^2+2}{2\sqrt{n^2+4}}$$

oder $$\sigma\,\mu(x) = \frac{n}{2} + \frac{\sqrt{n^2+4}}{2} - \frac{1}{\sqrt{n^2+4}}$$

Zur Berechnung wird man verwenden

$$\sigma\,\mu(x) = \frac{x + E(x) - H}{\sigma} - \frac{1}{\sqrt{n^2+4}}. \qquad (47)$$

Demnach ergibt sich der Wert der Sterbensintensität, indem man von der dritten Spalte den Wert $\frac{1}{\sqrt{n^2+4}}$ abzieht. Der so berechnete Wert der Sterbensintensität, ausgedrückt durch $\frac{1}{\sigma}$, ist in der Normentafel in Spalte 10 aufgenommen. Der Vergleich des Verlaufs der Sterbensintensität mit dem der speziellen Sterbeziffer entspricht deutlich dem Verlauf der letzteren als Mittelwert der ersteren. Dies zeigt die Figur 11. Es interessiert, für welches Alter die Sterbensintensität den Wert $\frac{1}{\sigma}$ annimmt. Dies ergibt sich aus

$$\left(n + \sqrt{n^2+4}\right)^2 = 4\sqrt{n^2+4}$$

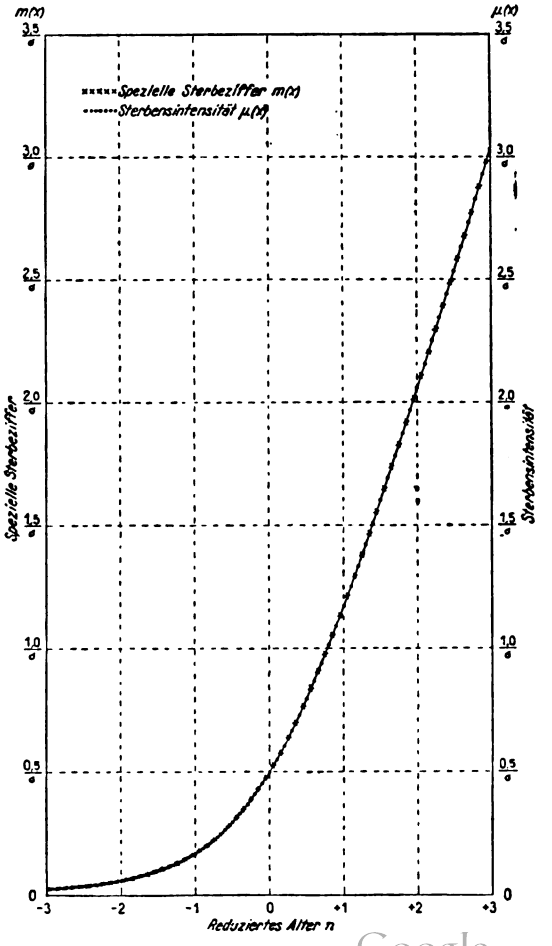
oder $$n^2 + 2 + n\sqrt{n^2+4} = 2\sqrt{n^2+4}$$

oder $$n^2 + 2 = (2-n)\sqrt{n^2+4}.$$

Nochmaliges Quadrieren ergibt $n^3 + 4n - n^2 - 3 = 0$. Demnach liegt eine Wurzel zwischen 0 und 1. Für $n = 0{,}782$ wird die linke Seite der Gleichung zu $-0{,}00531$; für $n = 0{,}784$ wird sie zu 0,00323. Interpolation ergibt, daß $\mu(x) = \frac{1}{\sigma}$, wenn $n = 0{,}78325$. Für $n = 0$, also $x = H$ wird $\sigma\,\mu(H) = \frac{1}{2}$. Auch die Sterbenswahrscheinlichkeit $q(x)$ ließe sich auf diese Weise berechnen, indem man die Zahl der in einem Altersjahr Gestorbenen $\frac{10\,\Delta\, l(x)}{\sigma}$ bzw. $\frac{\Delta\, l(x)}{\sigma}$ durch die Zahl der am Anfang des betreffenden Intervalls Lebenden $l(x)$ dividiert. Die Ergänzung dieser Zahlen zu 1 liefert dann die Überlebenswahrscheinlichkeit $p(x)$. Doch wurde diese Rechnung unterlassen, da diese Werte nur für ganzzahlige Alter von Interesse sind.

Die erste Spalte der Normentafel enthält somit das Alter in der Form $H - n\sigma$, die zweite die zugehörige Lebenserwartung, die dritte das um die Größe H verminderte Alter beim Tod oder die Sterbeziffer der über x jährigen, die vierte die Absterbeordnung. Die fünfte Spalte enthält die Gestorbenen $\Delta\, l(x)$, die sechste die verlebten Zeiten $T(x)$, die siebente gibt die stationäre Bevölkerung innerhalb eines Intervalls $\Delta\, T(x)$, die achte die speziellen Sterbeziffern $m(x)$, die neunte die Lebenskraft $\Lambda(x)$, die zehnte die Sterbensintensität $\mu(x)$ an.

11. Normale Sterbeziffern und Sterbensintensitäten



Digitized by Google

Diese Zahlen sind natürlich jeweils erst für diejenigen Alter sinnvoll, für welche $H - n\sigma > 0$. Für die wichtigen Werte zwischen $H - 3\sigma$ und $H + 3\sigma$, welche den Werten der Absterbeordnung 0,955 bis 0,004 entsprechen, sind sämtliche Werte in Intervallen von 0,1 σ Jahren berechnet. Für die anderen Intervalle genügen Abstufungen von je σ Jahren.

Zur ersten Übersicht des Passens einer Kurve wird man sich mit der folgenden abgekürzten Normentafel (Tabelle 6) begnügen.

Durch die Normentafel sind die theoretischen Werte aller biometrischen Funktionen für jede bebeliebige beobachtete Absterbeordnung numerisch bestimmt. Aus diesen Zahlen lassen sich die oben analytisch untersuchten Eigenschaften verifizieren und endgültige Schlüsse ziehen, inwieweit es uns gelungen ist, die biometrischen Funktionen zu approximieren. Um aber aus der Normentafel die numerischen, theoretischen Werte für eine bestimmte Tafel zu erhalten, müssen hierfür die beiden Konstanten bekannt sein. Dann liefert die erste Spalte das Alter. Die numerischen Werte der Lebenserwartung, des reduzierten mittleren Alters beim Tod, der verlebten Zeiten und des Altersaufbaues ergeben sich durch Multiplikation, die speziellen Sterbeziffern und die Sterbensintensität durch Division der in den entsprechenden Spalten angegebenen Werte mit σ.

Es ist nun noch notwendig, Methoden aufzustellen, um die Konstanten aus den Beobachtungen berechnen und so den Vergleich für eine bestimmte Sterbetafel auch durchführen zu können.

Abgekürzte Normentafel (Tabelle 6)

x	$\frac{E(x)}{\sigma}$	$\frac{x+E(x)-H}{\sigma}$	l(x)	Δ l(x)	$\frac{T(x)}{\sigma}$	$\frac{\Delta T(x)}{\sigma}$	σ m(x)	$\frac{\Lambda(x)}{\sigma}$	$\sigma\mu(x)$
$H-\sigma$	1,618	0,618	0,826		1,337				0,171
				0,089		0,393	0,226	4,41	
$H-0{,}5\sigma$	1,281	0,781	0,737		0,944				0,296
				0,130		0,337	0,386	2,59	
H	1,000	1	0,607		0,607				0,500
				0,167		0,263	0,635	1,57	
$H+0{,}5\sigma$	0,781	1,281	0,440		0,344				0,796
				0,169		0,177	0,954	1,05	
$H+\sigma$	0,618	1,618	0,271		0,167				1,171
				0,136		0,099	1,371	0,729	
$H+1{,}5\sigma$	0,500	2	0,135		0,068				1,600
				0,081		0,046	1,760	0,568	
$H+2\sigma$	0,414	2,414	0,054		0,022				2,060
				0,038		0,016	2,375	0,421	
$H+2{,}5\sigma$	0,351	2,851	0,016		0,006				2,538

VI. Bestimmung der Konstanten.

22. Allgemeine Methoden.

Da in allen biometrischen Funktionen nur zwei Konstante auftreten, sind zwei Beobachtungen zu ihrer Bestimmung notwendig, und bei völliger Übereinstimmung der Beobachtungen mit der Theorie wären sie auch ausreichend. Für die Absterbeordnung z. B. ergäbe sich H als dasjenige Alter, für welches $l(x) = 0{,}60653$ und $H + \sigma$ als dasjenige Alter, für welches $l(x) = 0{,}27010$. Man könnte ferner nach Bestimmung von H das σ ermitteln als die Lebenserwartung dieses Alters oder aus der Tatsache, daß die Bevölkerung über dem Alter H den Anteil $\frac{60{,}653}{T(0)}\,\sigma\,\%$ an der Gesamtbevölkerung hat. Ebenso wäre eine Bestimmung beider Konstanten durch zwei Werte der Sterbensintensität möglich. Für die Lebenserwartung könnte man die Konstanten aus der Tabelle 2 (S. 26) erhalten. Das Alter, dessen Lebenserwartung $\frac{E(0)}{2}$ beträgt, hat danach den Wert $x = \frac{3\,E(0)}{2} - H$. Entnimmt man also der Sterbetafel dieses Alter, so kennt man H. Der Wert von σ ergibt sich dann aus (30).

Diese rohen Bestimmungen sind aber für die praktische Anpassung der Kurven wertlos, weil sie sich nur auf zwei Beobachtungen stützen. Die hier vorausgesetzte Übereinstimmung des Verlaufs wird tatsächlich nie vorliegen, schon weil die Anfangsbedingung bisher nicht erfüllt ist. Jede vernünftige Berechnungsmethode wird also ein möglichst gutes Passen während des ganzen Verlaufs verlangen. Daher wird man, wie in der Statistik üblich, die Bestimmung der Konstanten aus dem ganzen Verlauf der Kurven, also durch eine Ausgleichung vornehmen.

Digitized by Google

Normentafel (Tabelle 7)

Alter x	Lebenserwartung $\frac{E(x)}{\sigma}$	red. mittl. Alter beim Tod $u=\frac{x+E(x)-H}{\sigma}$	Absterbeordnung l(x)	Gestorbene $\Delta l(x)$	Verlebte Zeit $\frac{T(x)}{\sigma}$	Altersaufbau $\frac{\Delta T(x)}{\sigma}$	spez. Sterbeziffer $\sigma\, m(x)$	Lebenskraft $\frac{A(x)}{\sigma}$	Sterbensintensität $\sigma\, \mu(x)$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
H — 10 σ	10,09902	0,09902	0,99510	0,00112	10,04953	0,99460	0,00113	888,04	0,0010
H — 9 σ	9,10977	0,10977	0,99398	0,00151	9,05493	0,99300	0,00152	657,62	0,0013
H — 8 σ	8,12310	0,12310	0,99247	0,00223	8,06193	0,99156	0,00225	444,65	0,0018
H — 7 σ	7,14006	0,14006	0,99024	0,00333	7,07037	0,98876	0,00337	296,92	0,0027
H — 6 σ	6,16227	0,16227	0,98691	0,00529	6,08161	0,98447	0,00537	186,10	0,0042
H — 5 σ	5,19258	0,19258	0,98162	0,00911	5,09714	0,97752	0,00934	107,08	0,0069
H — 4 σ	4,23607	0,23607	0,97251	0,01730	4,11962	0,96477	0,01791	55,827	0,0125
H — 3 σ	3,30278	0,30278	0,95521	0,00254	3,15485	0,09546	0,0271	37,583	0,0254
H — 2,9 σ	3,21139	0,31139	0,95267	0,00272	3,05939	0,09510	0,0286	34,963	0,0275
H — 2,8 σ	3,12047	0,32046	0,94995	0,00295	2,96429	0,09485	0,0311	32,15	0,0298
H — 2,7 σ	3,03003	0,33003	0,94700	0,00317	2,86944	0,09447	0,0337	29,80	0,0325
H — 2,6 σ	2,94012	0,34012	0,94383	0,00354	2,77497	0,09441	0,0375	26,67	0,0353
H — 2,5 σ	2,85078	0,35078	0,94029	0,00376	2,68056	0,09379	0,0401	24,94	0,0384
H — 2,4 σ	2,76208	0,36205	0,93653	0,00409	2,58677	0,09345	0,0438	22,85	0,0420
H — 2,3 σ	2,67397	0,37397	0,93244	0,00445	2,49332	0,09297	0,0479	20,89	0,0459
H — 2,2 σ	2,58661	0,38661	0,92799	0,00487	2,40035	0,09255	0,0526	19,00	0,0503
H — 2,1 σ	2,5	0,4	0,92312	0,00530	2,30780	0,09199	0,0576	17,36	0,0552
H — 2 σ	2,41421	0,41421	0,91782	0,00586	2,21581	0,09157	0,0640	15,63	0,0607
H — 1,9 σ	2,32931	0,42931	0,91196	0,00636	2,12424	0,09084	0,0700	14,28	0,0668
H — 1,8 σ	2,24536	0,44535	0,90560	0,00701	2,03340	0,09025	0,0767	12,87	0,0737
H — 1,7 σ	2,16244	0,46244	0,89859	0,00766	1,94315	0,08946	0,0856	11,68	0,0815
H — 1,6 σ	2,08062	0,48062	0,89093	0,00843	1,85369	0,08869	0,0950	10,52	0,0902
H — 1,5 σ	2	0,5	0,88250	0,00924	1,76500	0,08777	0,1053	9,499	0,1
H — 1,4 σ	1,92065	0,52065	0,87326	0,01020	1,67723	0,08688	0,1174	8,517	0,1110
H — 1,3 σ	1,84269	0,54269	0,86306	0,01112	1,59035	0,08566	0,1298	7,703	0,1235
H — 1,2 σ	1,76619	0,56615	0,85194	0,01222	1,50469	0,08450	0,1446	6,915	0,1374
H — 1,1 σ	1,69127	0,59127	0,83972	0,01357	1,42019	0,08345	0,1626	6,150	0,1532
H — σ	1,61803	0,61803	0,82615	0,01479	1,33674	0,08190	0,1806	5,537	0,1708
H — 0,9 σ	1,54659	0,64658	0,81136	0,01618	1,25484	0,08034	0,2014	4,965	0,1906
H — 0,8 σ	1,47703	0,67703	0,79518	0,01768	1,17450	0,07863	0,2249	4,447	0,2128
H — 0,7 σ	1,40948	0,70948	0,77750	0,01929	1,09587	0,07681	0,2511	3,982	0,2376
H — 0,6 σ	1,34403	0,74403	0,75821	0,02097	1,01906	0,07482	0,2808	3,568	0,2651
H — 0,5 σ	1,28078	0,78078	0,73724	0,02265	0,94424	0,07258	0,3121	3,204	0,2957
H — 0,4 σ	1,21980	0,81980	0,71459	0,02443	0,87166	0,07025	0,3478	2,876	0,3295
H — 0,3 σ	1,16119	0,86119	0,69016	0,02612	0,80141	0,06768	0,3859	2,591	0,3667
H — 0,2 σ	1,10495	0,90495	0,66404	0,02800	0,73373	0,06509	0,4302	2,325	0,4074
H — 0,1 σ	1,05125	0,95125	0,63604	0,02951	0,66864	0,06211	0,4751	2,105	0,4519
H	1	1	0,60653	0,03103	0,60653	0,05909	0,5251	1,904	0,5
H + 0,1 σ	0,95125	1,05125	0,57550	0,03237	0,54744	0,05593	0,5788	1,7278	0,5519
H + 0,2 σ	0,90495	1,10495	0,54313	0,03363	0,49151	0,05273	0,6378	1,5679	0,6074
H + 0,3 σ	0,86119	1,16119	0,50950	0,03427	0,43878	0,04919	0,6968	1,4353	0,6667
H + 0,4 σ	0,81980	1,21980	0,47523	0,03489	0,38959	0,04578	0,7621	1,3121	0,7295
H + 0,5 σ	0,78078	1,28078	0,44034	0,03506	0,34381	0,04227	0,8294	1,2056	0,7957
H + 0,6 σ	0,74403	1,34403	0,40528	0,03494	0,30154	0,03870	0,9028	1,1076	0,8651
H + 0,7 σ	0,70948	1,40948	0,37034	0,03441	0,26275	0,03532	0,9742	1,0264	0,9376
H + 0,8 σ	0,67703	1,47703	0,33593	0,03351	0,22743	0,03189	1,051	0,9517	1,0128
H + 0,9 σ	0,64658	1,54659	0,30242	0,03232	0,19554	0,02861	1,130	0,8852	1,0906
H + σ	0,61803	1,61803	0,27010	0,03083	0,16693	0,02546	1,211	0,8258	1,1708
H + 1,1 σ	0,59127	1,69127	0,23927	0,02906	0,14147	0,02246	1,297	0,7729	1,2532
H + 1,2 σ	0,56615	1,76619	0,21021	0,02711	0,11901	0,01964	1,380	0,7245	1,3374
H + 1,3 σ	0,54269	1,84269	0,18310	0,02487	0,09937	0,01699	1,464	0,6832	1,4235
H + 1,4 σ	0,52065	1,92065	0,15823	0,02289	0,08238	0,01471	1,556	0,6426	1,5110
H + 1,5 σ	0,5	2	0,13534	0,02052	0,06767	0,01249	1,643	0,6087	1,6
H + 1,6 σ	0,48062	2,08062	0,11482	0,01831	0,05518	0,01055	1,736	0,5762	1,6902
H + 1,7 σ	0,46244	2,16244	0,09651	0,01612	0,04463	0,00883	1,826	0,5478	1,7815
H + 1,8 σ	0,44535	2,24536	0,08039	0,01404	0,03580	0,00732	1,918	0,5214	1,8737
H + 1,9 σ	0,42931	2,32931	0,06635	0,01209	0,02848	0,00600	2,015	0,4963	1,9668
H + 2 σ	0,41421	2,41421	0,05426	0,01032	0,02248	0,00490	2,106	0,4748	2,0607
H + 2,1 σ	0,4	2,5	0,04394	0,00865	0,01758	0,00394	2,20	0,4555	2,1552
H + 2,2 σ	0,38661	2,58661	0,03529	0,00727	0,01364	0,00316	2,30	0,4347	2,2503
H + 2,3 σ	0,37397	2,67397	0,02802	0,00597	0,01048	0,00250	2,39	0,4188	2,3459
H + 2,4 σ	0,36205	2,76208	0,02205	0,00486	0,00798	0,00195	2,49	0,4012	2,4420
H + 2,5 σ	0,35078	2,85078	0,01719	0,00391	0,00603	0,00151	2,59	0,3862	2,5384
H + 2,6 σ	0,34012	2,94012	0,01328	0,00305	0,00452	0,00114	2,68	0,3738	2,6353
H + 2,7 σ	0,33003	3,03003	0,01023	0,00249	0,00338	0,00090	2,8	0,3614	2,7325
H + 2,8 σ	0,32046	3,12047	0,00774	0,00199	0,00248	0,00069	2,9	0,3467	2,8298
H + 2,9 σ	0,31139	3,21139	0,00575	0,00146	0,00179	0,00049	3,0	0,3356	2,9275
H + 3 σ	0,30278	3,30278	0,00429	0,00416	0,00130	0,00127	3,3	0,3048	3,0254
H + 4 σ	0,23607	4,23607	0,00013		0,00003				4,0125

Digitized by Google

Zur systematischen Bestimmung der Konstanten verwenden wir zwei Methoden, die der kleinsten Quadrate und die der Momente. Erstere setzt voraus, daß die auszugleichende Funktion in den beiden Konstanten linear ist. Die Forderung, daß die Summe der quadrierten Fehler ein Minimum sei, führt auf die beiden Normalgleichungen. Durch ihre Auflösung erhält man die Werte der Konstanten.

Die zweite Methode setzt nur die Integrierbarkeit der Funktion voraus und fordert, daß ihr Inhalt und Mittelwert erhalten bleibt. Diese beiden theoretischen Werte werden durch die Konstanten ausgedrückt und den entsprechenden beobachteten Werten, mit deren numerischer Berechnung wir uns im zweiten Kapitel beschäftigt haben, gleichgesetzt. Durch Auflösung dieser Gleichungen erhält man dann die beiden Konstanten.

Die Aufstellung der biometrischen Funktionen geht nach Durchführung der Konstantenberechnung mit Hilfe der Normentafel vor sich, indem man für verschiedene Werte von n die Werte des Alters $x = H + n\sigma$, die zugehörigen Werte l(x), die Lebenserwartungen E(x), die mittl. Alter beim Tod $x + E(x)$ und die verlebten Jahre T(x) entnimmt bzw. durch Multiplikation mit σ berechnet. Die Werte dieser Funktionen für das Alter null ergeben sich aus der gleichen Tafel, indem man dasjenige normierte Alter bestimmt, für welches $x = 0$ ist. Das zugehörige n beträgt $n_0 = -\frac{H}{\sigma}$.

Die theoretischen Alter werden im allgemeinen im Gegensatz zu den beobachteten nicht ganzzahlig sein, sodaß die Werte bei den beobachteten Altern nicht genau mit den berechneten verglichen werden können. Zum numerischen Vergleich zwischen Theorie und Erfahrung sind vielmehr Interpolationen innerhalb der beobachteten oder der berechneten Werte notwendig. Daher bietet die graphische Darstellung die beste Methode des Vergleichs. Falls bei der Konstantenbestimmung die Erhaltung der von einem Neugeborenen verlebten Zeit nicht gefordert wird, gibt die Differenz zwischen dem beobachteten und dem theoretischen Wert, ausgedrückt in Prozenten des theoretischen Wertes, ein Maß für die Abweichungen der theoretischen Sterbetafel von der beobachteten.

23. Bestimmung aus der Zahl der Gestorbenen, der Sterbeziffer und der Lebenserwartung.

Wir behandeln zunächst diejenigen Kurven, bei denen eine Anpassung nach den bisher entwickelten Methoden erst von einem bestimmten Alter, das im folgenden x_0 genannt wird, möglich ist. (Vgl. S. 23).

Um die Kurve der Gestorbenen auszugleichen, wird man nach der Methode der Momente verlangen, daß die Zahl der über dem Ausgangsjahr Gestorbenen und ihr mittleres Alter beim Tod erhalten bleibt. Das Ausgangsalter x_0 wird man in der Nähe des dritten charakteristischen Alters wählen. Da die über dem Alter x_0 Gestorbenen gleich sind der Zahl derer, die dieses Alter erreichen, bedeutet die erste Forderung einfach die Erhaltung von $l(x_0)$. Demnach lautet die erste Gleichung

$$l(x_0) = e^{-\frac{u_0^2}{2}},$$

wobei u_0 den zum Alter x_0 gehörigen Wert von u bedeute. Zur Erhaltung des mittleren Alters beim Tod genügt es, die Lebenserwartung des Alters x_0 zu erhalten. Die zweite Gleichung lautet also

$$E(x_0) = \frac{\sigma}{u_0}.$$

Anderseits läßt sich die erste Gleichung schreiben

$$u_0 = \sqrt{-2 \lg l(x_0)}.$$

Dies führt auf die Bestimmung der Konstanten σ als

$$\sigma = E(x_0) \sqrt{-2 \lg l(x_0)}$$

oder in Briggschen Logarithmen

$$\sigma = 0{,}93198\, E(x_0) \sqrt{-\lg_{10} l(x_0)}. \qquad (48)$$

Die Konstante H bestimmt sich aus der Definition von u, (32) und (34) als

$$H = x_0 + E(x_0) - \frac{\sigma^2}{E(x_0)} \qquad (49)$$

oder

$$H = x_0 + E(x_0) + 2\, E(x_0) \lg l(x_0).$$

In der Praxis wird man u_0 aus der Tabelle 5 (S. 33) durch Interpolation bestimmen, das σ aus $\sigma = u_0 E(x_0)$ und das H aus $H = x_0 + E(x_0) - \sigma u_0$. Die Berechnung von $l(x_0)$ und $E(x_0)$ mit Hilfe dieser Konstanten aus der Normentafel gibt eine Kontrolle.

Diese Bestimmung der Konstanten setzt keinerlei Rechnung voraus, da wir für sie nur die Werte der Absterbeordnung und der Lebenserwartung für ein bestimmtes Alter benötigen. Aber sie wird sich bei der Anwendung auf die Absterbeordnung und die Lebenserwartung nicht besonders gut bewähren, weil wir hierfür ja jeweils nur einen Punkt verwenden, somit keine eigentliche Ausgleichung vornehmen.

Eine andere einfache Bestimmung ergibt sich aus der Forderung, daß Lage und Höhe des Maximums erhalten bleiben. Die empirischen Werte ergeben sich aus dem II. Kapitel (26); die theoretischen sind bei Betrachtung der Normentafel abgeleitet worden. Somit lauten die Gleichungen

$$\xi = H + 0{,}55624\, \sigma \qquad (50)$$

und

$$\frac{D_\xi}{l(0)} = \frac{0{,}3507}{\sigma}. \qquad (51)$$

Diese Bestimmung wird das charakteristische Maximum gut reproduzieren. Auch sie hat den Nachteil, sich nur auf zwei Werte zu stützen. Für die jüngeren Alter wird man wegen der Kindersterblichkeit viel zu kleine Werte der Gestorbenen erhalten. Doch werden wir diesen Fehler später, bei der Wiedergabe der Kindersterblichkeit beseitigen können.

Bei der Kurve der Gestorbenen werden an sich nicht streng vergleichbare Zahlen einander gegenübergestellt. Denn beobachtet sind die Gestorbenen in ganzzahligen Altersintervallen, während die Berechnung zwar ebenfalls die Gestorbenen innerhalb eines Altersjahrs liefert; aber diese Zahlen beziehen sich auf andere Intervalle. Um strenge Vergleichbarkeit

herbeizuführen, müßte man sämtliche beobachteten Zahlen umrechnen, indem man ausgehend von dem einjährigen, nicht ganzzahligen Intervall, in dessen Mitte das Maximum liegt, die Zahlen der Gestorbenen für die andern sich nach links und rechts von diesem Intervall ergebenden einjährigen, aber nicht ganzzahligen Intervalle umrechnet. Hierauf läßt sich das Intervall, welches das empirische Maximum aufweist, mit dem entsprechenden theoretischen Intervall identifizieren und man erhält Zahlen, die sich auf gleichgelegene Intervalle beziehen. Im allgemeinen wird diese Rechnung jedoch zu umständlich sein.

Eine Bestimmung der Konstanten aus den beobachteten Häufigkeiten der mittleren Alter beim Tod empfiehlt sich nicht. Denn bei der Berechnung der beiden Momente müßten zur Ersetzung der Integrale durch Summen sowohl äquidistante Werte von $x + E(x)$ wie die zugehörigen Werte von $l(x)$ interpoliert oder für nicht äquidistante Werte geeignete Formeln verwendet werden. Wenn man nur einigermaßen genau sein will, würde dies bereits eine sehr bedeutende Rechenarbeit voraussetzen, welche der Berechnung der Momente vorangehen müßte. Die Unsicherheit würde sich beim zweiten Moment noch erhöhen, da hierbei die interpolierten Werte miteinander multipliziert werden. Zu diesen numerischen Schwierigkeiten kommt, daß das gute Passen dieser Häufigkeiten in der Praxis kein besonderes Interesse beansprucht, da es sich hier nicht um eine biometrische Kurve im eigentlichen Sinn handelt.

Um die Konstanten aus dem Verlauf der Sterbeziffern der über $x$jährigen, $M(x)$, zu berechnen, geht man aus vom Zusammenhang dieser Ziffern mit dem reduzierten mittleren Alter beim Tod. Nach (31) ist

$$x + E(x) = \sigma^2 M(x) + H.$$

Diese Gleichung kann für alle Alter verwendet werden, für welche die beobachteten Ziffern stets fallen, also für alle Alter über dem ersten charakteristischen Punkt. Die Konstanten σ^2 und H treten linear auf. Daher läßt sich die Methode der kleinsten Quadrate anwenden. Sie führt unter Berücksichtigung von $M(x) = \frac{1}{E(x)}$ auf die beiden Normalgleichungen

$$\sum_{x_0}^{\omega} [x + E(x)] = \sigma^2 \sum_{x_0}^{\omega} M(x) + H\,N$$

$$N + \sum_{x_0}^{\omega} x\,M(x) = \sigma^2 \sum_{x_0}^{\omega} M^2(x) + H \sum_{x_0}^{\omega} M(x),$$

woraus man die beiden Konstanten berechnen kann. N ist dabei die Zahl der Beobachtungen. Bei dieser Anpassung wird man für kleine Werte von x_0, da die beobachteten Sterbeziffern der über $x$jährigen zunächst fallen, zu kleine theoretische Werte dieser Größen und zu große theoretische Werte für die Lebenserwartung bekommen. Daher werden auch die so berechneten Konstanten für die Absterbeordnung nicht zu verwenden sein.

Auch die Lebenserwartung wird man zur Bestimmung der Konstanten verwenden können, aber nur vom ersten charakteristischen Alter an. Die Anpassung geht sehr einfach vor sich. Die Gleichung der Lebenserwartung (28)

$$2\,E(x) - (H - x) = \sqrt{(H - x)^2 + 4\,\sigma^2}$$

läßt sich nämlich leicht in eine in den Konstanten lineare Form überführen. Quadriert man sie, so wird

$$4\,E^2(x) - 4\,E(x)(H - x) = 4\,\sigma^2$$

oder

$$E(x)\,[x + E(x)] = H\,E(x) + \sigma^2.$$

Aus dieser für H und σ^2 linearen Gleichung erhält man nach der Methode der kleinsten Quadrate die beiden Normalgleichungen

$$\sum E(x)\,[x + E(x)] = H \sum E(x) + N\,\sigma^2$$

$$\sum E^2(x)\,[x + E(x)] = H \sum E^2(x) + \sigma^2 \sum E(x),$$

wobei N wieder die Zahl der Beobachtungen. Diese beiden linearen Gleichungen löst man auf und erhält somit H und σ. Diese Methode wird für die Lebenserwartungen über dem 3. Jahr gute Resultate geben können. Für die Absterbeordnung ist diese Methode ungeeignet. Denn angepaßt wird mit Hilfe der Bedingung, daß die Summe der Abweichungsquadrate zwischen den theoretischen und beobachteten Lebenserwartungen ein Minimum ist. Das ursprüngliche Steigen dieser Kurve bringt aber große Abweichungen für den Beginn der Kurve mit sich. Auch bei noch so gutem Anpassen während des Restes der Kurve bedingt dies große Abweichungen für den gesamten Verlauf der Absterbeordnung. Denn die für die Absterbeordnung aufzustellende Forderung, daß ihr Inhalt T(0) erhalten bleibt, tritt, genau wie bei den bisherigen Methoden, überhaupt nicht auf.

24. Bestimmung aus Altersaufbau und Erlebenswahrscheinlichkeiten.

Um diese wesentlichste Forderung zu berücksichtigen, wird man die Konstanten aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung berechnen. Die Methode der Momente verlangt dann, daß der Inhalt und das mittlere Alter der Lebenden von einem bestimmten Alter x_0 an erhalten bleiben sollen. Das Alter x_0 wird man hier unbedenklich gleich null setzen können.

Wir führen jedoch im folgenden die Rechnung für ein beliebiges x_0 durch, um auch die Fälle zu erfassen, bei denen die Anpassung erst von einem bestimmten Alter an von Interesse ist. Bei der Inhaltsbedingung können wir entweder $E(x_0)$ oder $T(x_0)$ erhalten, welche Werte für die empirische Kurve übereinstimmen, für die theoretische aber auseinander gehen. Diese beiden Werte haben wir bereits früher berechnet.

Wir behandeln zunächst die erste Forderung. Setzt man wieder (33)

$$x_0 - H + \sqrt{(x_0 - H)^2 + 4\,\sigma^2} = 2\,\sigma\,u_0,$$

so wird

$$E(x_0) = \frac{\sigma}{u_0} \qquad (32)$$

und

$$\bar{x}(x_0) - x_0 = \frac{\sigma}{2u_0}\left[1 - \frac{u_0^2}{2}\, e^{\frac{u_0^2}{2}}\, Ei\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)\right]. \qquad (45)$$

Digitized by Google

Hieraus bilde man

$$\frac{2}{E(x_0)}[\bar{x}(x_0)-x_0]=1-\frac{u_0^2}{2}e^{\frac{u_0^2}{2}}Ei\left(-\frac{u_0^2}{2}\right).$$

Die linke Seite ist für $x_0=0$ gleich dem reziproken Wert des Maßes der Güte. Die rechte Seite ist nur eine Funktion von u_0. Daher läßt sich aus dieser Gleichung u_0 berechnen. Dann erhält man σ aus (32) und H aus (34) als

$$H-x_0=\frac{\sigma}{u_0}-\sigma u_0$$

oder

$$\frac{H-x_0}{E(x_0)}=1-u_0^2.$$

Zur Berechnung der Konstanten u_0 bedarf man einer Tabelle des Integrallogarithmus. Da Laska, Mathematische Formelsammlung, (Braunschweig 1894) S. 293, den Integrallogarithmus nur in Abständen von 0,1 angibt, mußte zunächst eine genauere Tabelle aufgestellt werden[1]). Die von Laska angegebene Formel ergab folgende Werte:

Der Integrallogarithmus (Tabelle 8)

u_0^2	$-Ei\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)$
0,05	+ 3,05598
0,10	+ 2,46790
0,15	+ 2,08666
0,20	+ 1,82292
0,25	+ 1,62342
0,30	+ 1,46446
0,35	+ 1,33358
0,40	+ 1,22265
0,45	+ 1,12738
0,50	+ 1,04428
0,55	+ 0,97096
0,60	+ 0,90568
0,65	+ 0,84710
0,70	+ 0,79422
0,75	+ 0,74619
0,80	+ 0,70238
0,85	+ 0,66224
0,90	+ 0,62533
0,95	+ 0,59127
1,00	+ 0,55977

Mit Hilfe dieser Tabelle wurde die Funktion $1-\frac{u_0^2}{2}e^{\frac{u_0^2}{2}}Ei\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)$ numerisch berechnet (Tabelle 9, 2. Spalte). In der dritten Spalte finden sich die Werte von $\frac{\sigma}{E(x_0)}$, in der vierten die Werte von $\frac{H-x_0}{E(x_0)}$. Die jeweils zusammengehörenden Größen der dritten und vierten Spalte sind natürlich identisch mit den oben in Tabelle 3 angegebenen aequiexpectationellen Werten der beiden Konstanten.

Die Konstantenbestimmung geht nach dieser Methode folgendermaßen vor sich: Zu dem beobachteten Wert der zweiten Spalte findet man aus der dritten $\frac{\sigma}{E(x_0)}$ und aus der vierten $\frac{H-x_0}{E(x_0)}$. Durch Multiplikation mit den beobachteten Werten von $E(x_0)$ und Addition von x_0 ergeben sich so die beiden Konstanten, ohne daß es notwendig ist, die Hilfskonstante u_0 ausdrücklich zu berechnen.

Konstantenbestimmung bei Erhaltung einer Lebenserwartung (Tabelle 9)

$\frac{u_0^2}{2}$	$\frac{2}{E(x_0)}[\bar{x}(x_0)-x_0]$	$\frac{\sigma}{E(x_0)}$	$\frac{H-x_0}{E(x_0)}$
0,000	1,00000	0,00000	1,00
0,025	1,07833	0,22361	0,95
0,050	1,12972	0,31623	0,90
0,075	1,16869	0,38730	0,85
0,100	1,20146	0,44721	0,80
0,125	1,22995	0,50000	0,75
0,150	1,25522	0,54772	0,70
0,175	1,27801	0,59161	0,65
0,200	1,29867	0,63246	0,60
0,225	1,31766	0,67082	0,55
0,250	1,33522	0,70711	0,50
0,275	1,35153	0,74162	0,45
0,300	1,36676	0,77460	0,40
0,325	1,38103	0,80623	0,35
0,350	1,39447	0,83666	0,30
0,375	1,40714	0,86603	0,25
0,400	1,41913	0,89443	0,20
0,425	1,43051	0,92195	0,15
0,450	1,44132	0,94868	0,10
0,475	1,45162	0,97468	0,05
0,500	1,46145	1,00000	0,00

Diese Methode hat jedoch, wie man sofort sieht, einen wesentlichen Nachteil. Sobald nämlich

$$\frac{2}{E(x_0)}[\bar{x}(x_0)-x_0]>1{,}46145,$$

was im Fall $x_0=0$ bedeutet, daß das Maß der Güte

$$\varrho<0{,}68425,$$

wird die Konstante H negativ. Da nach Tabelle 1 das Maß der Güte bei den meisten Tafeln unterhalb dieses Wertes liegt, verliert die Darstellung in all diesen Fällen an Anschaulichkeit. Wir müssen daher das Verfahren derart modifizieren, daß der kritische Wert, bei dem die Methode versagt, kleiner ist.

Zu diesem Zweck werden wir nach der Methode der Momente die Konstanten derart bestimmen, daß nicht das nach (13) definierte Maß der Güte selbst, sondern der ihm für die empirischen Kurven numerisch gleiche Wert

$$\varrho_1=\frac{T(0)}{2\bar{x}} \qquad (52)$$

erhalten bleibt. Abgekürzt werden wir im folgenden auch diesen Ausdruck als Maß der Güte (sc. für die empirischen Kurven) bezeichnen. Denn für die empirischen Tafeln, bei denen $l(0)=1$ gesetzt wird, stimmt für den Neugeborenen die Lebenserwartung mit der verlebten Zeit numerisch überein.

Nach (41) war die verlebte Zeit $T(x_0)=\frac{\sigma}{u_0}e^{-\frac{u_0^2}{2}}$.

[1]) Für die Hilfe bei der Berechnung der Tabellen 8 und 10 bin ich Herrn Eduard Hochstätter zu Dank verpflichtet.

Digitized by Google

Hierin sind σ und u_0 unbekannt, wogegen $T(x_0)$ bekannt. Das mittlere Alter der Lebenden war (45)

$$\bar{x}(x_0) = x_0 + \frac{\sigma}{2\,u_0}\left[1 - \frac{u_0^2}{2} e^{\frac{u_0^2}{2}} \operatorname{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)\right].$$

Hierin kommen die gleichen Unbekannten vor wie in (41), wogegen x_0 bekannt und $\bar{x}(x_0)$ aus der empirischen Sterbetafel zu berechnen ist. Bildet man

$$\frac{2}{T(x_0)}[\bar{x}(x_0) - x_0] = e^{\frac{u_0^2}{2}} - \frac{u_0^2}{2} e^{u_0^2} \operatorname{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right) = F\left(\frac{u_0^2}{2}\right), \tag{53}$$

so enthält diese Gleichung nurmehr die Unbekannte $\frac{u_0^2}{2}$ und die beobachteten Werte x_0, $T(x_0)$, $\bar{x}(x_0)$. Den Ausdruck (53) haben wir im Kap. I, S. 13 bereits untersucht. Für $x_0 = 0$ ist er gleich dem reziproken Maß der Güte. Somit fordert die Bestimmung der Konstanten aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung die Erhaltung der beiden wichtigsten empirischen Werte, welche eine Sterbetafel charakterisieren, nämlich der von einem Neugeborenen verlebten Zeit und des mittleren Alters aller Lebenden. Diese Konstantenbestimmung zeichnet sich hierdurch wesentlich aus. Da sie zudem von besonderer Ein-

Konstantenbestimmung bei Erhaltung einer verlebten Zeit (Tabelle 10)

1	2	3	4	5	6	7
$\frac{u_0^2}{2}$	$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$	Differenz	$\frac{\sigma}{T(x_0)}$	Differenz	$\frac{H - x_0}{T(x_0)}$	neg. Differenz
0	1,00000		0,00000		1,00000	
		0,10594		0,22927		0,02595
0,025	1,10594		0,22927		0,97405	
		0,08170		0,10317		0,02791
0,05	1,18764		0,33244		0,94614	
		0,07207		0,08502		0,02994
0,075	1,25971		0,41746		0,91620	
		0,06811		0,07678		0,03206
0,10	1,32782		0,49424		0,88414	
		0,06589		0,07234		0,03428
0,125	1,39371		0,56658		0,84986	
		0,06464		0,06978		0,03658
0,15	1,45835		0,63636		0,81328	
		0,06408		0,06841		0,03897
0,175	1,52243		0,70477		0,77431	
		0,06377		0,06772		0,04147
0,20	1,58620		0,77249		0,73284	
		0,06394		0,06759		0,04408
0,225	1,65014		0,84008		0,68876	
		0,06432		0,06787		0,04674
0,25	1,71446		0,90795		0,64202	
		0,06487		0,06841		0,04958
0,275	1,77933		0,97636		0,59244	
		0,06561		0,06924		0,05250
0,30	1,84494		1,04560		0,53994	
		0,06645		0,07024		0,05553
0,325	1,91139		1,11584		0,48441	
		0,06746		0,07144		0,05869
0,35	1,97885		1,18728		0,42572	
		0,06853		0,07279		0,06197
0,375	2,04738		1,26007		0,36375	
		0,06972		0,07426		0,06538
0,40	2,11710		1,33433		0,29837	
		0,07099		0,07588		0,06893
0,425	2,18809		1,41021		0,22944	
		0,07235		0,07762		0,07261
0,45	2,26044		1,48783		0,15683	
		0,07377		0,07947		0,07643
0,475	2,33421		1,56730		0,08040	
		0,07532		0,08142		0,08040
0,50	2,40953		1,64872		0,00000	

Digitized by Google

fachheit ist, wird man sie normalerweise allen anderen vorzuziehen haben.

Ist u_0 aus der Gleichung (53) berechnet, so ergibt sich die Konstante σ aus der Gleichung (41) als

$$\sigma = T(x_0)\, u_0\, e^{\frac{u_0^2}{2}} \tag{54}$$

und die Konstante H auf Grund von (34) als

$$H = x_0 - \sigma u_0 + \frac{\sigma}{u_0}.$$

Die Gleichung für H kann auch geschrieben werden

$$\frac{H - x_0}{T(x_0)} = e^{\frac{u_0^2}{2}} - u_0^2\, e^{\frac{u_0^2}{2}}. \tag{55}$$

Somit erhält man aus den beobachteten Werten des Ausgangsalters x_0, des mittleren Alters der darüber Lebenden $\bar{x}(x_0)$ und der von den $x_0$jährigen verlebten Zeit $T(x_0)$ mit Hilfe von (53) die Größe von u_0 und hieraus nach (54) und (55) die Größen σ und H. Man braucht jedoch, genau wie oben, die Hilfskonstante u_0 gar nicht explizit zu berechnen. Denn nach Tabelle 8 kann man für vorgegebene Werte von $\frac{u_0^2}{2}$ die in den Formeln (53) bis (55) auftretenden Funktionen berechnen. Dies ergab die Tabelle 10.

Beobachtet ist nun $2\,\frac{\bar{x}(x_0) - x_0}{T(x_0)}$, also ein Wert der zweiten Spalte. Aus ihm und den beobachteten Werten von x_0 und $T(x_0)$ erhält man durch Interpolation aus der vierten und sechsten Spalte der Tabelle 10 die zugehörigen Werte der beiden Konstanten. Diese Zuordnung ist in der Figur 12 aufgetragen. Die Bestimmung der Konstanten erfordert somit nur die Berechnung des mittleren Alters. Dann können sie aus der Figur abgelesen werden. Die Berechnung von $T(x_0)$ mit Hilfe der Konstanten und der Normentafel gibt eine Kontrolle, da dieser Wert mit der Beobachtung übereinstimmen muß.

Eine weitere Kontrolle erhält man durch Berechnung von $n(x_0) = -\frac{H - x_0}{\sigma}$ als Funktion des beobachteten Wertes $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$. Nach (54) und (55) gilt zunächst

$$n(x_0) = -\frac{1 - u_0^2}{u_0}.$$

Berechnet man also zu den in Tabelle 10 angegebenen Werten von $\frac{u^2_0}{2}$ die zugehörigen $n(x_0)$ und ordnet sie den entsprechenden Werten von $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ zu, so läßt sich aus diesem beobachteten Wert die Größe von $n(x_0)$ direkt bestimmen. Aus ihr ergibt sich dann auf dem Weg über u_0 der Anfangswert $l(x_0)$. In der Tabelle 11 sind die beobachteten Werte $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ und die theoretischen Werte $n(x_0)$ und $l(x_0)$ einander zugeordnet. Zur Erleichterung der Interpolation sind auch die Differenzen der theoretischen Werte angegeben. Die Differenzen der Ausgangsfunktion $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ finden sich bereits in der zugehörigen Tabelle 10.

Die Werte $n(x_0)$ und $l(x_0)$ als Funktionen des reziproken Maßes der Güte $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$

(Tabelle 11)

$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$	$-n(x_0)$	$-\Delta n(x_0)$	$l(x_0)$	$\Delta l(x_0)$
1,00000	∞		1	
		∞		0,02469
1,10594	4,24853		0,97531	
		1,40248		0,02408
1,18764	2,84605		0,95123	
		0,65136		0,02349
1,25971	2,19469		0,92774	
		0,40584		0,02290
1,32782	1,78885		0,90484	
		0,28885		0,02234
1,39371	1,50000		0,88250	
		0,22198		0,02179
1,45834	1,27802		0,86071	
		0,17932		0,02125
1,52243	1,09870		0,83946	
		0,15002		0,02073
1,58620	0,94868		0,81873	
		0,12879		0,02021
1,65014	0,81989		0,79852	
		0,11278		0,01972
1,71446	0,70711		0,77880	
		0,10033		0,01923
1,77933	0,60678		0,75957	
		0,09038		0,01875
1,84494	0,51640		0,74082	
		0,08228		0,01829
1,91139	0,43412		0,72253	
		0,07555		0,01784
1,97885	0,35857		0,70469	
		0,06989		0,01740
2,04738	0,28868		0,68729	
		0,06507		0,01697
2,11710	0,22361		0,67032	
		0,06091		0,01655
2,18809	0,16270		0,65377	
		0,05729		0,01614
2,26044	0,10541		0,63763	
		0,05411		0,01574
2,33421	0,05130		0,62189	
		0,05130		0,01536
2,40953	0,00000		0,60653	

Diese Methode vermeidet den bei der früheren Konstantenbestimmung auftretenden Nachteil. Denn für $x_0 = 0$ wird H erst dann negativ, wenn

$$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right) > 2{,}40953$$

oder

$$\varrho_1 < 0{,}415.$$

So ungünstige Tafeln kommen aber in der Praxis nicht vor. Daher hat die Konstante H nach dieser Methode stets einen positiven Wert.

Digitized by Google

In der Figur 12 ist der beobachtete Wert $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ als Abszisse, die theoretischen Werte $\frac{\sigma}{T(x_0)}$, $\frac{H-x_0}{T(x_0)}$, $n(x_0)$ und $l(x_0)$ als Ordinaten aufgetragen. Die normale Bestimmungsmethode der Konstanten geht somit für $x_0 = 0$ folgendermaßen vor sich: Aus den beobachteten Werten von T(0) und $\bar{x}$ bildet man den reziproken Wert des Maßes der Güte. Dann ergeben sich die beiden Konstanten unter Benutzung des beobachteten Wertes T(0) aus Tabelle 10 und die Werte von n(0) und l(0) aus Tabelle 11. Eine abgekürzte Berechnung ist mit Hilfe der Figur 12 möglich.

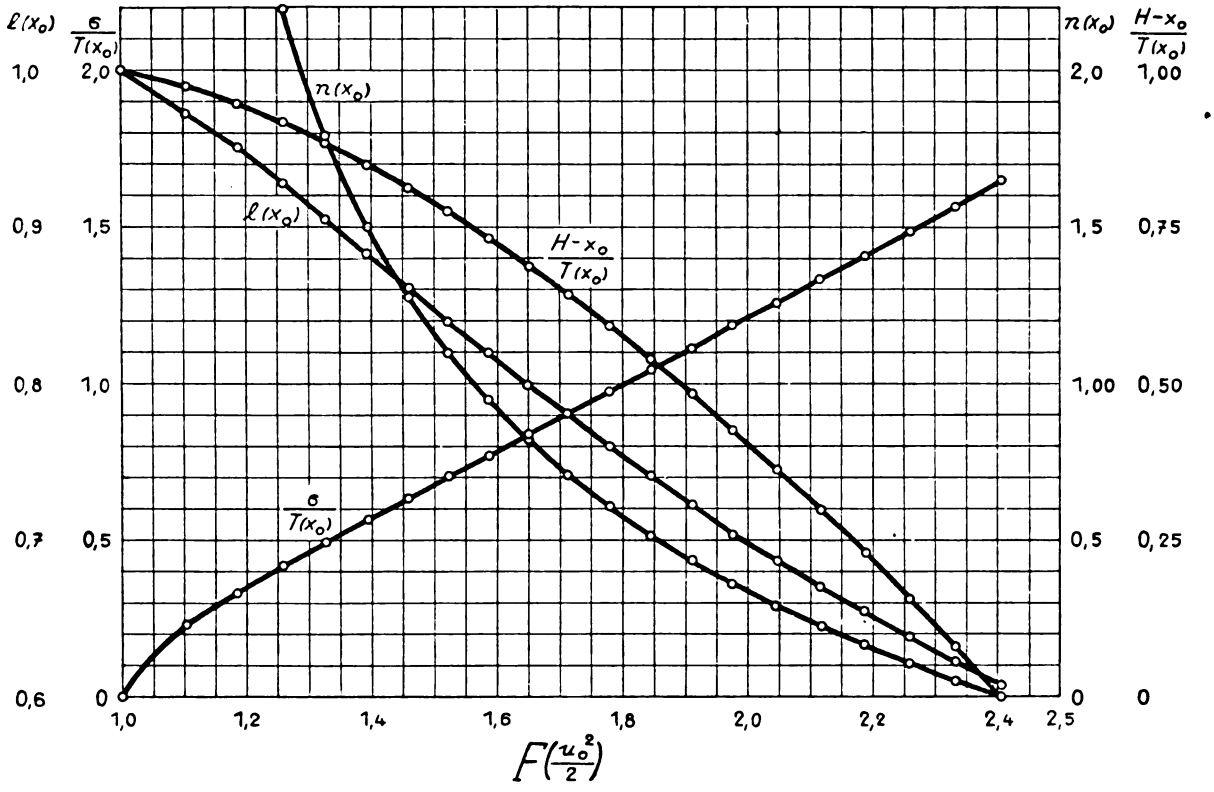
(54) bedeutet die Erhaltung des Anfangswertes dieser Kurve. Die Erhaltung des mittleren Alters der Lebenden bedeutet, da

$$\int_0^\infty T(z)\,dz = \int_0^\infty z\,l(z)\,dz = \bar{x}\,T(0),$$

daß der Inhalt dieser Kurve erhalten bleibt. Die Anpassung der verlebten Zeiten geht also mit Hilfe derselben Gleichungen vor sich, wie die Anpassung der Absterbeordnung.

Bis jetzt wurde der Altersaufbau der stationären Bevölkerung $\frac{l(x)}{T(0)}$ angepaßt. Da die Methode der Momente die Erhaltung von T(0) sicherte, konnten

12. Konstantenbestimmung bei Erhaltung einer verlebten Zeit



Für ein von null verschiedenes kleines Alter x_0 entnimmt man der betreffenden Sterbetafel die zugehörige verlebte Zeit $T(x_0)$, berechne das mittlere Alter der darüber Lebenden $\bar{x}(x_0)$ und bilde

$$\frac{2}{T(x_0)}\,[\bar{x}(x_0) - x_0].$$

Durch Interpolation aus Tabelle 10 erhält man dann $\frac{\sigma}{T(x_0)}$ und $\frac{H-x_0}{T(x_0)}$; durch Multiplikation mit $T(x_0)$ und Addition von x_0 die beiden Konstanten H und σ. Interpolation der Tabelle 11 liefert die zugehörigen Anfangswerte $n(x_0)$ und $l(x_0)$. Endlich erhält man die theoretischen Werte sämtlicher biometrischer Funktionen, wie oben dargestellt, aus der Normentafel.

Diese Methode kann auch als eine Anpassung der verlebten Zeiten gedeutet werden. Die Gleichung

wir uns dabei auf l(x) beschränken. Es interessiert aber auch, die Größen $\frac{l(x)}{l(x_0)}$, also die statistische Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein $x_0$jähriger den xten Geburtstag erlebt, wiederzugeben. Die Forderung der Erhaltung des Inhalts dieser Kurve lautet

$$E(x_0) = \frac{\sigma}{u_0}.$$

Als zweite Gleichung fordere man die Erhaltung von $\frac{\bar{x}(x_0)}{l(x_0)}$. Division dieses Wertes durch $E(x_0)$ führt wieder auf die Gleichung (53)

$$\frac{2\,[\bar{x}(x_0) - x_0]}{T(x_0)} = F\left(\frac{u_0^2}{2}\right).$$

Sie ergibt u_0. Die Konstante σ erhält man diesmal aus

Digitized by Google

$$\sigma = u_0 E(x_0) \tag{56}$$

und die Konstante H aus

$$H = x_0 + E(x_0)(1 - u_0^2). \tag{57}$$

Demnach können wir die bisher zur Bestimmung von u_0 verwendete Methode beibehalten. Die Neuberechnung von $E(x_0)$ mit Hilfe der beiden Konstanten aus der Normentafel gibt dann eine Kontrolle der Rechnung. Man berechnet hierauf $l(x_0)$, dividiert die zu dem entsprechenden x gehörigen l(x) hierdurch und kann so diese Werte mit den beobachteten $\frac{l(x)}{l(x_0)}$ vergleichen. Allerdings werden die Alter nicht übereinstimmen. Die berechneten Werte werden vielmehr in den Intervallen zwischen den beobachteten liegen. Wegen der hohen Kindersterblichkeit wird man hierbei x_0 nicht gleich null nehmen, weil man sonst am Anfang große positive Abweichungen erhält, die wegen der Inhaltsbedingung dann auch zu großen negativen Abweichungen führen müssen. In der Versicherungsmathematik ist es üblich, x_0 etwa gleich 15 zu nehmen. Doch werden wir bereits $x_0 = 3$ verwenden können.

25. Charakterisierung der Sterbetafel durch die beiden Konstanten.

Im folgenden untersuchen wir die Konstantenbestimmung durch die Formeln (53) bis (55), um analytisch festzustellen, wie danach die beiden Konstanten und ihr Verhältnis vom nullten und ersten Moment der empirischen Absterbeordnung und ihrem Verhältnis abhängen.

Die beiden Konstanten H und σ hängen sowohl von der verlebten Zeit eines Neugeborenen wie vom Maß der Güte ab. Aber ihr Verhältnis $\frac{H}{\sigma}$ hängt nur vom Maß der Güte ab. Denn dieses ist nur eine Funktion von u_0 und hierin kommt nur der Bruch $\frac{H}{\sigma}$ vor.

Setzen wir wieder $\frac{H}{\sigma} = -n_0$, so ist

$$\frac{d(-n_0)}{d u_0} = -\frac{1 + u_0^2}{u_0^2}.$$

Mit wachsendem $\frac{H}{\sigma}$ fällt also u_0. Um die Abhängigkeit des Maßes der Güte von u_0 zu untersuchen, bilde man zunächst

$$\frac{d\,\mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)}{d u_0} = \frac{2}{u_0} e^{-\frac{u_0^2}{2}}.$$

Dann wird nach (53)

$$\frac{d\,F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)}{d u_0} = u_0 e^{\frac{u_0^2}{2}} - e^{u_0^2}\left[u_0 \mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right) + u_0^3 \mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right) + u_0 e^{-\frac{u_0^2}{2}}\right]$$

$$= -u_0 e^{u_0^2} \mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right)(1 + u^2).$$

Da aber der Integrallogarithmus negativ ist, ist der Differentialquotient

$$\frac{d\,F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)}{d u_0} > 0.$$

Daher ist

$$\frac{d\,F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)} = u_0^3 e^{u_0^2} \mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right) \tag{58}$$

negativ. Für $x_0 = 0$ folgt, da $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right) = \frac{1}{\varrho_1}$:

Mit wachsendem $\frac{H}{\sigma}$ steigt das Maß der Güte. Demnach charakterisiert das Verhältnis der beiden Konstanten das Verhältnis der beiden ersten Momente.

An Hand dieser Tatsache betrachten wir zunächst die ungünstigen Tafeln. Als solche hatten wir bei der Einführung des Maßes der Güte diejenigen Sterbetafeln bezeichnet, bei denen das mittlere Alter beim Tod kleiner ist als das mittlere Alter der Lebenden, bei denen also das Maß der Güte kleiner ist als ½. Hierfür ist zu setzen $x_0 = 0$ und es gilt

$$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right) > 2.$$

Aus Tabelle 11 folgt $-n_0 < 0{,}337$

oder $H < 0{,}337\,\sigma$.

Dieser kleine Wert des Verhältnisses der Konstanten H zur Konstanten σ gilt für die ungünstigen Tafeln.

Es interessiert die aus (54) und (55) bzw. Tabelle 10 folgenden Größenbeziehungen zwischen den beiden Konstanten näher zu untersuchen. Man hat

$$\frac{H - x_0}{T(x_0)} \gtreqless \frac{\sigma}{T(x_0)},$$

je nachdem $1 - u_0^2 \gtreqless u_0$

oder, da nur positive Werte von u_0 zulässig sind, je nachdem

$$\frac{\sqrt{5} - 1}{2} \gtreqless u_0$$

also je nachdem $\frac{u_0^2}{2} \gtreqless 0{,}19098$.

Der zugehörige Wert von $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ lautet 1,56319.

Wenn also $\frac{2[\overline{x}(x_0) - x_0]}{T(x_0)} \gtreqless 1{,}56319$

ist $\sigma \gtreqless H - x_0$.

Speziell für $x_0 = 0$ gilt: Wenn das Maß der Güte größer (gleich, kleiner) als 0,63996, ist H größer (gleich, kleiner) als σ. Da nach Tabelle 1 bei den meisten von uns betrachteten Sterbetafeln das Maß der Güte unterhalb dieses Wertes liegt, wird normalerweise H kleiner als σ sein. Nur für die „günstigen" Tafeln wie V. St. v. A. 1901 und Dt. Reich m. und w., 1924/26[1]) wird H größer als σ.

[1]) Vgl. Ein Maß der Güte für die Sterbetafel. Blätter f. d. Versicherungsmathematik und verw. Gebiete. Beilage z. Ztschft. f. d. ges. Versicherungswiss., Nr. 10, 1930.

Digitized by Google

Einteilung der Sterbetafeln (Tabelle 12)

Charakteristische Größe	Bezeichnung	ungünstig	normal.	günstig
Empirisches Maß der Güte	ϱ_1	$< 0{,}5$	$0{,}5 \div 0{,}64$	$> 0{,}64$
Reziprokes emp. Maß der Güte ...	$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$	> 2	$2 \div 1{,}56319$	$< 1{,}56319$
Negativer Anf. Wert d. reduz. Alters	$-n_0$	$< 0{,}337$	$0{,}337 \div 1$	> 1
Größe von H	H	$> 0{,}337\sigma$	$0{,}337\sigma \div \sigma$	$> \sigma$

Somit haben wir drei Kategorien von Sterbetafeln: die ungünstigen, für welche $\varrho < 1/2$, die günstigen, für welche wir $\varrho > 0{,}64$ annehmen und die normalen, für welche das Maß der Güte zwischen beiden Werten liegt.

Von den in Tabelle 1 untersuchten Tafeln sind danach die beiden indischen ungünstig, die Tafel V. St. v. A. 1901 ist günstig, alle anderen sind normal.

Da bei unserer Anpassung die beiden Konstanten H und σ und ihr Quotient $-n_0 = \frac{H}{\sigma}$ als Funktionen des beobachteten nullten und ersten Momentes T(0) und $\bar{x}$ und ihres halbierten Quotienten, des empirischen Maßes der Güte ϱ_1 auftreten, wird die Abhängigkeit der drei ersten Größen von den drei anderen durch 9 Differentialquotienten charakterisiert. Es läßt sich jedoch leicht beweisen, daß sie sich alle auf einen, z. B. den Differentialquotienten $\frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{d\varrho_1}$ zurückführen lassen.

Denn wenn man die Größen, nach denen differenziert wird, mit dem Ausdruck f bezeichnet, wird

$$\frac{dH}{df} = \frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df} \frac{dH}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}$$

$$= \sigma \frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df}$$

und

$$\frac{d\sigma}{df} = \frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df} \frac{d\sigma}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}$$

$$= -\frac{\sigma^2}{H} \frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df}$$

oder

$$\frac{d\sigma}{df} = -\frac{\sigma}{H} \frac{dH}{df}.$$

Somit ergeben sich die Differentiationen von H und σ aus der Differentiation von $\frac{H}{\sigma}$.

Ebenso ergeben sich aber auch die Differentiationen nach T(0) und $\bar{x}$ aus der Differentiation nach ϱ_1. Denn wenn wir die Größen, welche differenziert werden, für den Moment φ nennen, ist

$$\frac{d\varphi}{dT(0)} = \frac{d\varphi}{d\varrho_1} \frac{d\varrho_1}{dT(0)}$$

$$= \frac{1}{2\bar{x}} \frac{d\varphi}{d\varrho_1}$$

und

$$\frac{d\varphi}{d\bar{x}} = \frac{d\varphi}{d\varrho_1} \frac{d\varrho_1}{d\bar{x}}$$

$$= -\frac{\varrho_1}{\bar{x}} \frac{d\varphi}{d\varrho_1}$$

oder

$$\frac{d\varphi}{d\bar{x}} = -2\varrho_1 \frac{d\varphi}{dT(0)}.$$

Somit genügt die Berechnung von $\frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{d\varrho_1}$; denn wir kennen alle Multiplikatoren, welche notwendig sind, um jeden der 8 anderen Differentialquotienten durch den ersten auszudrücken. Es interessiert noch die Größenordnung der verschiedenen Einflüsse einander gegenüberzustellen. Solange $\sigma > 1$, und dies ist normalerweise erfüllt, gilt

$$\left|\frac{dH}{df}\right| > \left|\frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df}\right|.$$

Für die ungünstigen und normalen Tafeln ist

$$\left|\frac{d\sigma}{df}\right| > \left|\frac{dH}{df}\right|,$$

also gilt hierfür die Reihenfolge

$$\left|\frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{df}\right| < \left|\frac{dH}{df}\right| < \left|\frac{d\sigma}{df}\right|.$$

Ferner gilt, da $\bar{x} > 1/2$, daß $\left|\frac{d\varphi}{dT(0)}\right| < \left|\frac{d\varphi}{d\varrho_1}\right|$

und, da $\bar{x} > \varrho_1$, daß $\left|\frac{d\varphi}{d\bar{x}}\right| < \left|\frac{d\varphi}{d\varrho_1}\right|$.

Solange $\varrho_1 > 1/2$, d. h. bei allen normalen und günstigen Tafeln, gilt zudem

$$\left|\frac{d\varphi}{d\bar{x}}\right| > \left|\frac{d\varphi}{dT_0}\right|,$$

sodaß hierfür

$$\left|\frac{d\varphi}{dT(0)}\right| < \left|\frac{d\varphi}{d\bar{x}}\right| < \left|\frac{d\varphi}{d\varrho_1}\right|.$$

Digitized by Google

Diese Sätze erlauben eine Anordnung der neun Differentialquotienten nach der Größe des absoluten Betrages.

Um diese Differentialquotienten zu berechnen, bringe man (58) unter Verwendung von (53) und der Definition von ϱ_1 (52) auf eine elegantere Form.

Zunächst wird

$$-u_0^3 e^{u_0^2} \mathrm{Ei}\left(-\frac{u_0^2}{2}\right) = 2u_0\left(\frac{1}{\varrho_1} - e^{\frac{u_0^2}{2}}\right).$$

Da die linke Seite dieser Gleichung positiv ist, muß nach (40)

$$\frac{1}{\varrho_1} > \frac{1}{l(0)}$$

sein. Da nach (41)

$$u_0 = \frac{\sigma}{T(0)} e^{-\frac{u_0^2}{2}}$$

wird $\dfrac{d\,F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)} = -\dfrac{2\sigma}{T(0)}\left(\dfrac{l(0)}{\varrho_1} - 1\right).$

Aber die linke Seite dieser Gleichung wird

$$\frac{d\left(\frac{1}{\varrho_1}\right)}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)} = -\frac{1}{\varrho_1^2}\frac{d\varrho_1}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}.$$

Daher wird $\dfrac{d\varrho_1}{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)} = \dfrac{2\sigma\varrho_1}{T(0)}[l(0) - \varrho_1],$

oder nach (52)

$$\frac{d\left(\frac{H}{\sigma}\right)}{d\varrho_1} = \frac{\bar{x}}{\sigma[l(0) - \varrho_1)}. \qquad (59)$$

Da $l(0) > \varrho_1$, ist dieser Ausdruck stets positiv. Führt man die oben angegebenen Multiplikationen aus, so ergeben sich sämtliche neun Differentialquotienten, abgesehen von dem positiven multiplikativen Faktor $\dfrac{1}{l(0) - \varrho_1}$, im folgenden sehr einfachen Schema, das den Einfluß der beiden ersten empirischen Momente und ihres halben Quotienten auf die beiden Konstanten und ihren Quotienten darstellt.

Konstanten und Momente (Tabelle 13)

	$d\left(\frac{H}{\sigma}\right)$	dH	$d\sigma$
$dT(0)$	$\frac{1}{2\sigma}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2n_0}$
$d\bar{x}$	$-\frac{\varrho_1}{\sigma}$	$-\varrho_1$	$-\frac{\varrho_1}{n_0}$
$d\varrho_1$	$\frac{\bar{x}}{\sigma}$	$\bar{x}$	$\frac{\bar{x}}{n_0}$

Dabei sind die zu differenzierenden Größen horizontal, die Größen, nach denen differenziert wird, vertikal aufgetragen.

Die Tabelle ist derart geordnet, daß für alle normalen Tafeln von links oben nach rechts unten gerechnet, die Werte in jeder Zeile und in jeder Spalte dem absoluten Betrage nach kleiner sind als die jeweils folgenden.

Damit ist gezeigt, daß die zwei Konstanten von den zwei Momenten in sehr einfacher Weise abhängen. Mit wachsenden Werten der empirischen Lebenserwartung eines Neugeborenen wächst bei gleichbleibendem mittleren Alter der Lebenden die Konstante H und fällt die Konstante σ. Mit wachsenden empirischen Werten des mittleren Alters der Lebenden fällt dagegen bei gleichbleibender Lebenserwartung H und wächst σ. Endlich wächst mit steigenden Werten des empirischen Maßes der Güte die Konstante H und fällt die Konstante σ. Anders ausgedrückt: Die Konstante H, der Wert $\frac{1}{\sigma}$ und ihr Produkt $\frac{H}{\sigma}$ wachsen mit wachsendem Maß der Güte, mit wachsendem empirischen Werten der Lebenserwartung eines Neugeborenen und fallen mit wachsendem mittleren Alter der Lebenden. In Übereinstimmung mit dem oben (S. 32) Gesagten spielt also das H eine ähnliche Rolle wie die Lebenserwartung und das σ eine ähnliche Rolle wie das mittlere Alter der Lebenden. Bei allen diesen Einflüssen ist, dem absoluten Betrag nach gesehen, die Veränderlichkeit des σ bei ungünstigen und normalen Tafeln stärker, bei günstigen schwächer als die des H.

Wenn das Ausgangsalter x_0 von Null verschieden ist, wachsen u_0, $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ und $\frac{\sigma}{T(x_0)}$ gegenüber den Werten für $x = 0$. Da aber $\frac{H - x_0}{T(x_0)}$ und $T(x_0)$ mit wachsendem x_0 fallen, wird man für verschiedene Ausgangsalter verschiedene Werte der beiden Konstanten erwarten müssen.

Diese Abhängigkeit der Konstanten von dem Alter, von dem aus sie bestimmt werden, bedeutet nichts weiter, als daß die Sterbetafel sich mit dem Alter verändert und daß der Verlauf in den Jahren, welche vor dem Ausgangspunkt liegen, auf die Bestimmung der Konstanten keinen Einfluß hat. Die für verschiedene Tafeln berechneten Konstanten sind also nur dann vergleichbar, wenn sie mit Hilfe der gleichen Methode und ausgehend vom gleichen Alter bestimmt sind.

26. Die Aequiarealitätsbedingung.

Die Bestimmung der Konstanten läßt sich für jede biometrische Funktion durchführen. Welche Funktion gewählt werden soll, hängt von der Wichtigkeit im speziellen Fall ab. Die Bestimmung der Konstanten aus den Zahlen der Gestorbenen ist zwar wesentlich einfacher als alle anderen Methoden, speziell als die Bestimmung aus dem Altersaufbau oder der Absterbeordnung. Aber sie wird schlechtere Resultate als die direkte Anpassung von l(x) liefern. Denn im einen Fall wird nur die Erhaltung von $T(x_0)$ gefordert, und

Digitized by Google

der Wert von l(x) nur an einer Stelle erhalten. Im andern Fall bleibt T(0) erhalten und der Gesamtverlauf von l(x) wird auf doppelte Weise berücksichtigt. Normalerweise wird man also die Konstanten aus dem Altersaufbau als der wichtigsten biometrischen Funktion berechnen.

Bei verschiedenen Ausgangsaltern werden die sich ergebenden Werte der Konstanten geringe Verschiedenheiten aufweisen. Gegenüber vorhergehenden Ausgleichungen werden die Konstanten, vor allem bei Bestimmung aus der Absterbeordnung, unempfindlich sein. Denn sie hängen nur vom Inhalt und Mittelwert ab. Und diese bleiben bei einer richtigen Ausgleichung erhalten.

Dagegen werden die Werte der Konstanten bei verschiedenen, der Berechnung zugrunde gelegten Funktionen nicht genau übereinstimmen. Die Art, wie die auszugleichenden Fehler auftreten, ist nämlich bei den verschiedenen Kurven verschieden, da sie auseinander teils durch Differentiationen, teils durch Integrationen hervorgehen. An sich läßt sich also ein und dieselbe Sterbetafel je nach der zur Bestimmung der Konstanten verwendeten Funktion durch untereinander verschiedene Werte der beiden Konstanten wiedergeben. Vergleiche verschiedener Sterbetafeln in bezug auf die Größe der Konstanten dürfen daher nur dann vorgenommen werden, wenn die Konstanten aus der gleichen biometrischen Funktion bestimmt sind. Bei Verwendung der mit Hilfe einer biometrischen Funktion bestimmten Konstanten zur Berechnung einer anderen Funktion wird man etwas andere Resultate erhalten, als bei Bestimmung der Konstanten aus der letzteren selbst. Man benötigt daher ein für jede Rechnungsmethode anwendbares Kriterium für die Zulässigkeit der Verwendung eines bestimmten Wertepaares zur Berechnung anderer biometrischer Funktionen als der, aus der es entnommen wurde, insbesondere der Absterbeordnung. Als solches kann die Erhaltung der Lebenserwartung eines Neugeborenen fungieren. Dann ist nachzuprüfen, ob σ und H auf der aequiexpectationellen Kurve Fig. 6 (S. 27) liegen.

Als ein besseres Kriterium wird man verlangen, daß der Inhalt der Absterbeordnung, also die von einem Neugeborenen verlebte Zeit, erhalten bleibt. Die hierdurch definierte „äquiareale" Kurve läßt sich aus der Normentafel ableiten. Für jedes reduzierte Alter n kann der Wert $\frac{T(x)}{\sigma}$ auch $\frac{T(0)}{\sigma}$ bedeuten, wenn das betr. n die Eigenschaft besitzt $H + n\sigma = 0$. Man kann also die Werte $\frac{T(x)}{\sigma}$ dahin auffassen, daß T(x) konstant bleibt, während σ die der Veränderung von n entsprechenden Veränderungen erleidet.

Berechnet man zu jedem n den Wert $\frac{\sigma}{T(0)}$, so ergibt sich der dazugehörige Wert von $\frac{H}{T(0)}$ einfach durch Multiplikation mit $-n_0$. Solange man verlangt, daß H positiv, kann man sich dabei auf die negativen Werte von n_0 beschränken. Die entstehende äquiareale Kurve der zusammengehörigen Werte von $\frac{\sigma}{T(0)}$ und $\frac{H}{T(0)}$ ist in der folgenden Tabelle angegeben und schon in Fig. 6 aufgetragen. Man hätte sie übrigens auch aus der Kombination der entsprechenden Spalten der Tabellen 10 und 11 entnehmen können.

Aequiareale Werte der beiden Konstanten
(Tabelle 14)

n_0	$\frac{\sigma}{T(0)}$	$\frac{H}{T(0)}$
— 10	0,09951	0,99507
— 9	0,11044	0,99396
— 8	0,12404	0,99232
— 7	0,14144	0,99008
— 6	0,16443	0,98658
— 5	0,19619	0,98095
— 4	0,24275	0,97100
— 3	0,31697	0,95091
— 2,9	0,32687	0,94792
— 2,8	0,33735	0,94458
— 2,7	0,34850	0,94095
— 2,6	0,36036	0,93694
— 2,5	0,37306	0,93265
— 2,4	0,38658	0,92779
— 2,3	0,40107	0,92246
— 2,2	0,41661	0,91654
— 2,1	0,43331	0,90995
— 2	0,45130	0,90260
— 1,9	0,47076	0,89444
— 1,8	0,49179	0,88522
— 1,7	0,51463	0,87487
— 1,6	0,53946	0,86314
— 1,5	0,56657	0,84986
— 1,4	0,59622	0,83471
— 1,3	0,62879	0,81743
— 1,2	0,66459	0,79751
— 1,1	0,70431	0,77474
— 1	0,74809	0,74809
— 0,9	0,79691	0,71722
— 0,8	0,85143	0,68114
— 0,7	0,91252	0,63876
— 0,6	0,98130	0,58878
— 0,5	1,05905	0,52953
— 0,4	1,14724	0,45890
— 0,3	1,24780	0,37434
— 0,2	1,36290	0,27258
— 0,1	1,49593	0,14959
0	1,64872	0

Falls $n_0 \gtreqless -1$ oder $l(0) \gtreqless 0{,}82615$ oder $\sigma \gtreqless 0{,}74809 \times T(0)$, ist $H \gtreqless \sigma$. Als Kriterium der Zulässigkeit eines Wertepaares zur Berechnung der Absterbeordnung wird man somit verlangen, daß es auf der äquiarealen Kurve liegt.

Innerhalb der ganzen bisherigen Darstellung haben wir uns ausschließlich mit dem Gesamtverlauf der biometrischen Funktionen beschäftigt. Bei der Anpassung wurde die gesamte verlebte Zeit T(0) und der

Digitized by Google

Ausdruck (52), nicht aber die Anfangsbedingung $l(0)=1$ erhalten. Die Gesamtzahl der Gestorbenen für die theoretische Kurve ist also stets kleiner als der beobachtete Wert. Dies bedeutet, daß die Kindersterblichkeit nicht wiedergegeben werden kann. Diese Eigenschaft hat unsere Formel in ihrer bisherigen Gestalt mit allen üblichen Formeln gemeinsam.

27. Darstellung der Kindersterblichkeit.

Zur Berücksichtigung der Kindersterblichkeit ist eine solche Modifikation zu fordern, daß neben der verlebten Zeit auch die Gesamtzahl der Gestorbenen erhalten bleibt. Dann ist auch die Erhaltung der Lebenserwartung eines Neugeborenen und des Maßes der Güte in der ursprünglich definierten Form (13) gesichert.

Diese Forderungen sind leicht zu verwirklichen. Wenn bei der Anpassung für ein von null verschiedenes, nicht zu spätes Alter x_0, die verlebte Zeit erhalten bleibt, so ergibt sich hierdurch ein bestimmter Wert für die gesamte verlebte Zeit und die Gesamtzahl der Gestorbenen. Beide Werte betrachten wir von nun an als vorläufig. Die Differenzen zwischen den theoretischen und beobachteten Werten für die Gesamtzahl der Verstorbenen und die gesamte verlebte Zeit fassen wir als Kennzeichen einer selbständigen Absterbeordnung auf, welche nur auf der Kindersterblichkeit beruht. Für die Kindersterblichkeit existieren somit die gleichen biometrischen Funktionen wie bei der allgemeinen Sterbetafel, also insbesondere eine Gesamtzahl der Gestorbenen und eine gesamte verlebte Zeit.

Die Kindersterbetafel ergibt sich als Differenz zwischen den beobachteten und bisher berechneten Werten für die Funktionen $l(x)$ und $T(x)$ bei den jugendlichen Altern. Die Aufstellung dieser empirischen Werte ist im Gegensatz zur allgemeinen Sterbetafel erst nach Berechnung der für den allgemeinen Verlauf gültigen theoretischen Werte möglich. Aus diesem Grund kann die Kindersterblichkeit erst jetzt behandelt werden.

Die hier vorgenommene Trennung ist biologisch berechtigt, da die Kindersterblichkeit einen spezifischen Verlauf besitzt. Andererseits halten wir an dem Gedanken des einheitlichen Lebensablaufs fest und wenden daher für diese spezifische Kindersterblichkeit wieder unsere Formeln an. Dies ist dadurch möglich, daß das Alter in allen Ausdrücken nur in der reduzierten Form auftritt.

Zur Berechnung der Kindersterblichkeit benötigt man eventuell noch einige in der Normentafel nicht aufgeführte Zwischenwerte. Sie sind in der folgenden Tabelle 15 angegeben.

Um die auf die Kindersterblichkeit bezüglichen Größen von den bisher eingeführten zu unterscheiden, versehen wir sie mit einem vorgesetzten Strich.

Da wir für diese Tafel wieder unsere bisherigen Formeln verwenden, existiert hierfür eine Funktion $'u(x)$, ein reduziertes Alter $'n(x)$ und die beiden charakteristischen Konstanten $'H$ und $'\sigma$. Zu ihrer Berechnung werden wir uns der oben für den allgemeinen Verlauf der Sterbetafel entwickelten Methoden bedienen können. Dabei wird es natürlich eine Rolle spielen, auf welche Art die vorläufigen Werte für den Gesamtverlauf bereits bestimmt sind.

Man bezeichne die Differenz zwischen der beobachteten und tatsächlichen Gesamtzahl der Gestorbenen mit $'l(0)$, die Differenz zwischen der beobachteten und berechneten gesamten verlebten Zeit mit $'T(0)$, so lassen sich, falls beide Werte positiv sind, mit Hilfe der im Abschnitt 23 angegebenen Methoden die beiden Konstanten derart berechnen, daß diese Gesamtzahl der Verstorbenen und diese gesamte verlebte Zeit erhalten bleiben.

Man setze an

$$'l(0) = e^{-\frac{'u_0^2}{2}} \tag{60}$$

so ergibt sich $'u_0$ aus der Tabelle (5).

Dann bilde man den Quotienten aus der von den Kindern verlebten Zeit und der Gesamtzahl dieser Verstorbenen

$$\frac{'T(0)}{'l(0)} = 'E(0) \tag{61}$$

so ergibt sich die neue Konstante $'\sigma$ aus

$$'\sigma = 'E(0)\,'u(0)$$

und die andere aus

$$'H = 'E(0) - \frac{'\sigma^2}{'E(0)}. \tag{62}$$

Anfangswerte der Normentafel (Tabelle 15)

n	$\frac{E(x)}{\sigma}$	u(x)	l(x)	Δ l(x)	$\frac{T(x)}{\sigma}$	$\frac{\Delta T(x)}{\sigma}$
— 5	5,19258	0,19258	0,98162	0,00142	5,09714	0,19614
— 4,8	5,00000	0,20000	0,98020	0,00161	4,90100	0,19595
— 4,6	4,80799	0,20799	0,97859	0,00179	4,70505	0,19555
— 4,4	4,61661	0,21661	0,97680	0,00201	4,50950	0,19514
— 4,2	4,42594	0,22594	0,97479	0,00228	4,31436	0,19474
— 4	4,23607	0,23607	0,97251	0,00259	4,11962	0,19427
— 3,8	4,04709	0,24609	0,96992	0,00295	3,92535	0,19369
— 3,6	3,85913	0,25913	0,96697	0,00338	3,73166	0,19306
— 3,4	3,67231	0,27231	0,96359	0,00389	3,53860	0,19234
— 3,2	3,48678	0,28678	0,95970	0,00449	3,34626	0,19141
— 3	3,30278	0,30278	0,95521	0,00526	3,15485	0,19056

Digitized by Google

Damit ist die Kindersterblichkeit wiedergegeben. Da hierfür die Gestorbenen und die verlebte Zeit erhalten bleiben, wird diese theoretische Kindersterblichkeit etwa in dem Alter aufhören, in dem dies erfahrungsgemäß der Fall ist.

Die gesamte Absterbeordnung setzt sich dann aus zwei superponierten Stücken zusammen. Das eine wurde bestimmt unter Erhaltung der verlebten Zeit von einem bestimmten Alter x_0 an und liefert für alle früheren Alter nur vorläufige Werte. Das andere Stück, die Kindersterblichkeit, wird selbständig wiedergegeben. Die endgültigen Werte für l(x) und T(x) ergeben sich durch Addition beider Größen und ergeben insbesondere $l(0) + {}'l(0) = 1$ und $T(0) + {}'T(0)$ gleich der beobachteten gesamten verlebten Zeit. Zur Durchführung der Additionen der beiden Werte von l(x) und T(x) müssen sowohl die vorläufigen wie die der Kindersterblichkeit entsprechenden Werte beider Funktionen für die gleichen, am besten ganzzahligen Alter durch Interpolation aus der Normentafel berechnet werden. Die dabei benötigten Differenzen sind dort bereits angegeben. Nach Vornahme der entsprechenden Additionen ist das Ziel einer Wiedergabe der gesamten Sterbetafel erreicht.

Da die Kindersterblichkeit proportional mit 'l(0) und umgekehrt proportional mit 'T(0) ist, nimmt die hier eingeführte Größe 'E(0) mit wachsender Kindersterblichkeit ab. Ihr reziproker Wert ist also ein Maß für die Kindersterblichkeit. Doch lassen sich zwei Tafeln in Bezug auf diese Größe nur dann vergleichen, wenn sowohl die vorläufigen Konstanten H und σ wie die endgültigen mit Hilfe derselben Methode und ausgehend von den gleichen Altern bestimmt sind.

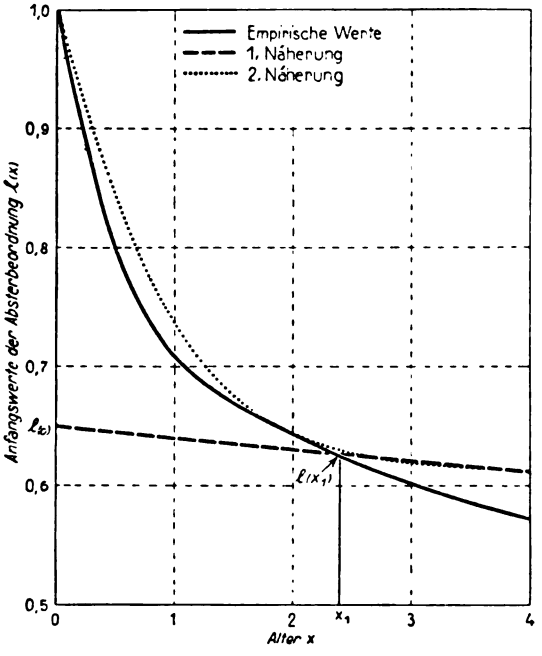
Um diese Methode anwenden zu können, ist es notwendig und hinreichend, daß die nach dem vorläufigen Verfahren berechnete Gesamtzahl der Gestorbenen und die gesamte verlebte Zeit kleiner sind als die entsprechenden beobachteten Größen. Die erste Bedingung ist stets erfüllt. Daher werden wir an der bisherigen Bestimmung der Gesamtzahl der Gestorbenen für die Kindersterblichkeit festhalten können. Das Zutreffen der zweiten Bedingung hängt von der Art ab, wie die Konstanten der vorläufigen Kurve bestimmt wurden. Wenn bei der vorzugsweise zu verwendenden Methode der Seite 41 das x_0 von null verschieden ist, ist die Bedingung erfüllt, da für das Alter null zu dem theoretisch berechneten T(0) die von den Kindern verlebte Zeit hinzukommt. Wenn jedoch hierbei $x_0 = 0$ gesetzt wird, also die gesamte verlebte Zeit erhalten bleibt, versagt die Methode. Mit einer kleinen Modifikation läßt sie sich aber auch in diesem Fall anwenden.

Man betrachte zunächst den Verlauf der beobachteten und der bisher berechneten Absterbeordnung in der Nähe des Nullpunktes (schematische Fig. 13). Da die gesamte verlebte Zeit bei der theoretischen und der beobachteten Kurve übereinstimmt, muß es ein Alter x_1 geben, bei dem die theoretische Kurve von unten kommend die beobachtete Kurve schneidet. Den Inhalt der Fläche 1, l(0), $l(x_1)$ fassen wir als die Zeit 'T(0) auf, welche die an spezifischen Kinderkrankheiten Verstorbenen verlebten. Bezeichnet man für den Augenblick die beobachtete verlebte Zeit mit dem Index b, die bisher berechnete mit dem Index t, so wird 'T(0) gleich dem Flächeninhalt von 1, 0, x_1, $l(x_1)$, also $T(0) - T_b(x_1)$, abzüglich des Flächeninhalts von l(0), 0, x_1, $l(x_1)$, also $T(0) - T_t(x_1)$. Daher wird

$$'T(0) = T_t(x_1) - T_b(x_1). \qquad (63)$$

Diese Größe muß stets positiv sein, da der Inhalt der beiden Kurven für den Nullpunkt übereinstimmt.

13. Schematischer Verlauf der Kindersterblichkeit, gleichzeitig Wiedergabe des Anfangsverlaufs der Sterbetafel, Indien m., 1901/10 (2. Methode S. 59)



Somit kennen wir die Zahl der an spezifischen Kinderkrankheiten Verstorbenen 'l(0) und die von ihnen verlebte Zeit 'T(0), und können nach der obigen Methode für die zusätzlichen Werte 'l(x) die beiden Konstanten 'H und 'σ bestimmen. Die endgültigen Werte für l(x) ergeben sich dann wieder durch Addition der vorläufigen Werte und der für die Kinder geltenden.

Bei dieser Methode bleibt die Gesamtzahl der Gestorbenen $l(0) = 1$ erhalten. Jedoch wird die gesamte verlebte Zeit um einen relativ kleinen Betrag, nämlich um 'T(0), zu groß. Das gleiche gilt für die Lebenserwartung eines Neugeborenen.

Gegenüber der vorläufigen Methode weisen beide Berechnungen der Kindersterblichkeit wesentliche Verbesserungen auf. Zunächst wird das bisher unerklärliche Verhalten der Absterbeordnung in der Nähe des Nullpunktes ziemlich genau wiedergegeben. Dann zeigt die Verteilung der Gestorbenen nach dem Alter, welche nach der vorläufigen Methode nur ein Maximum aufweist, auch den charakteristischen großen Anfangswert und das Minimum in der Jugend. Ebenso zeigt die Sterbensintensität das für sie charakteristische Minimum. Für den Neugeborenen wird sich die Lebenserwartung nur wenig von dem

Digitized by Google

beobachteten Wert unterscheiden. Sie weist ferner das für die Kindersterblichkeit charakteristische Maximum am Anfang auf. Die sämtlichen charakteristischen Punkte der Sterbetafel treten also in dieser Darstellung auf.

Dabei werden vier Konstante verwendet, welche sämtlich eine spezifische Bedeutung besitzen. H und σ charakterisieren die Sterblichkeit der Erwachsenen $'H$ und $'\sigma$ die der Kinder. Zum Vergleich sei darauf hingewiesen, daß die Gompertz-Makehamsche Formel ebenfalls 4 Konstanten aufweist, aber die Anfangsbedingung $l(0) = 1$ nicht erfüllt, und dementsprechend die drei charakteristischen Punkte für die Jugend nicht enthält.

VII. Numerische Beispiele.

28. Vergleichskriterien, Konstantenbestimmung aus der Zahl der Gestorbenen.

Im folgenden werden wir die Berechnung der beiden Konstanten an einigen praktischen Beispielen durchführen. Die empirischen Daten sind meistens dem auf S. 6 bereits erwähnten Werk United States Life Tables entnommen.

Beim Vergleich der theoretischen, berechneten Werte mit den beobachteten ist zu beachten, daß die Altersintervalle zwischen den berechneten Werten der biometrischen Funktionen im allgemeinen nicht ganzzahlig sind und sich daher von den beobachteten Intervallen unterscheiden. Trotzdem wird man bei der Lebenserwartung, der Lebenskraft, der Sterbensintensität, der Zahl der oberhalb eines bestimmten Alters Gestorbenen oder Lebenden, beim Altersaufbau und der Erlebenswahrscheinlichkeit, endlich bei der Häufigkeit der verschiedenen mittleren Alter beim Tod die beobachteten Zahlen einfach den berechneten gegenüberstellen. Beim Vergleich der $l(x)$-Kurven ist zu beachten, daß wir von ihrer Bedeutung als dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung ausgegangen sind.

Beim Vergleich der über einem bestimmten Alter Lebenden ist die Erhaltung der von den Neugeborenen verlebten Zeit wichtig, da man sich dann auf den Vergleich der relativen Größen beschränken kann.

Beim Vergleich der jährlich verlebten Jahre $\frac{10\,\Delta\,T(x)}{\sigma}$ bzw. $\frac{\Delta\,T(x)}{\sigma}$ beziehen sich die theoretischen und beobachteten Werte zwar auf die gleiche Dauer, aber auf miteinander nicht übereinstimmende Intervalle.

In allen Fällen liegen die berechneten Werte somit zwischen den beobachteten. Falls also ein strenger Vergleich notwendig ist, wird man die Zahlen durch Interpolation auf gleiche Alter umrechnen müssen. Doch wird dies im allgemeinen nicht notwendig sein, da bereits die graphische Darstellung ein genügendes Bild der Übereinstimmung liefert.

Im folgenden werden wir zum Vergleich von Theorie und Erfahrung normalerweise den Altersaufbau der stationären Bevölkerung $\frac{l(x)}{T(0)}$, seine Summation, also die Zahl der über jedem Alter x Lebenden, die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod, in einzelnen Fällen auch die Lebenserwartung verwenden und die Konstanten normalerweise aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung berechnen. Da der Inhalt der beobachteten und der berechneten Verteilung dabei übereinstimmen, genügt die Kurve $l(x)$ selbst. Ändert man den Maßstab, indem man jeden Wert durch $T(0)$ dividiert, so erhält man den Altersaufbau. Die Kurve selbst bleibt dabei unverändert.

Die zweite Vergleichsmethode ist die in der Kollektivmaßlehre übliche. Falls die empirischen $T(x)$ nicht bereits angegeben waren, wurden sie nach (16) neu berechnet. Ändert man wieder den Maßstab und multipliziert jeden Wert mit $\frac{1}{T(0)}$, so erhält man den Prozentsatz der Bevölkerung über dem betr. Alter.

Beim dritten Vergleich wurden die Werte $l(0)$ bis $l(1)$ und $E(0)$ bis $E(1)$ linear interpoliert, um bei den Tabellen, in denen diese Werte fehlten, wenigstens angenäherte Werte für den Anfang der beobachteten Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod zu besitzen. Bei diesem Vergleich ist zu beachten, daß die empirische Kurve bis zum Punkt 1, $E(0)$ die theoretische dagegen nur bis $l(0)$, $E(0)$ reicht, und daß das theoretische und das empirische $E(0)$ notwendigerweise zunächst auseinander gehen. Die Berücksichtigung der Kindersterblichkeit beseitigt diesen Mangel.

Die anderen biometrischen Funktionen sind bei Berechnung der Konstanten aus der $l(x)$-Kurve aus den oben dargestellten Gründen nicht so gut zum Vergleich geeignet.

Es besteht noch das Bedürfnis, neben diesen graphischen Vergleichsmethoden ein numerisches Maß für die Güte der Anpassung zu besitzen. Die üblichen Kriterien für die Übereinstimmung zwischen Theorie und Erfahrung lassen sich hier nicht ohne weiteres anwenden, da die berechneten Werte sich auf andere Alter beziehen als die beobachteten. Man wird daher hierfür eine speziell biometrische Größe verwenden. Als solche empfiehlt sich der relative Anteil der arbeitsfähigen Altersklassen an der durch die Absterbeordnung dargestellten stationären Bevölkerung. Wählt man als untere bzw. obere Grenze die Alter 15 bzw. 65, so beträgt dieser Anteil in Prozenten der Gesamtbevölkerung

$$a = \frac{T(15) - T(65)}{T(0)}\,100. \qquad (64)$$

Der empirische Wert dieser Größe ergibt sich aus den üblichen Tabellen. Zur Berechnung des theoretischen Wertes entnimmt man der Normentafel für die drei Alter jeweils die beiden benachbarten Werte von $\frac{T(x)}{\sigma}$

Digitized by Google

und interpoliert aus ihnen die drei benötigten Werte. Eine explizite Berechnung der verlebten Zeiten ist also dabei nicht nötig.

Die weitaus einfachste Methode der Konstantenbestimmung geht von den Gestorbenen aus. Wählt man für Indien, m., (United States Life Tables, S. 208 und 216) das Ausgangsalter $x_0 = 13$, so ist beobachtet

$$l(x_0) = 0{,}48408$$

und

$$E(x_0) = 31{,}54.$$

$$-\frac{u_0^2}{2}$$

Demnach ist anzusetzen $e = 0{,}48408$

und $$\frac{\sigma}{u_0} = 31{,}54.$$

Interpolation aus der Tabelle 5 ergibt

$$u_0 = 1{,}20458,$$

sodaß

$$\sigma = 31{,}54 \times 1{,}20458 = 37{,}99245$$

und $H = x_0 + E(x_0) - \sigma u_0 = -1{,}22495.$

Das zum Jahr 13 gehörige n_{13} ergibt sich aus

$$n_{13} = \frac{x_0 - H}{\sigma} = 0{,}37442.$$

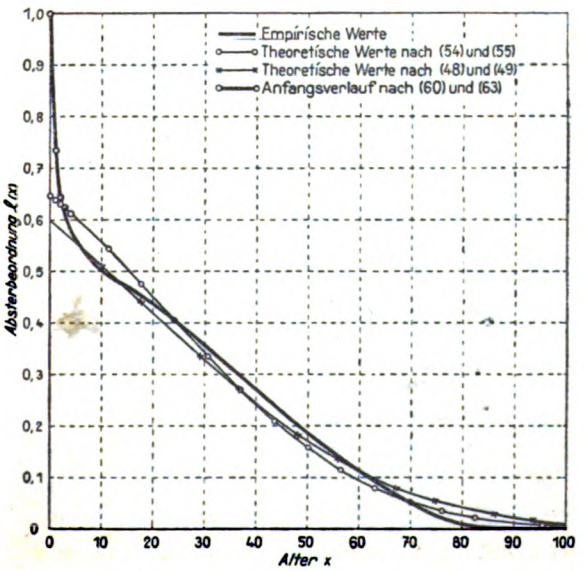
Interpolation aus der Normentafel ergibt für l(13) und E(13) wieder die beobachteten Werte.

Die Normentafel ergibt:

Theoretischer Altersaufbau, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 16)

n	x	l(x)
0	— 1,22	0,607
0,5	17,77	0,440
1	36,77	0,270
1,5	55,76	0,135
2	74,76	0,054
2,5	93,76	0,017

14. Absterbeordnung, Indien, m., 1901/10



Diese theoretischen Werte sind zusammen mit den auf eine später zu schildernde Weise berechneten und den beobachteten in Fig. 14 aufgetragen. Die Anpassung ist ausgezeichnet, wenn auch der negative Wert von H unanschaulich ist.

Als Beispiel der Erhaltung des Maximums der Gestorbenen wählen wir die im Textbook des Institute of Actuaries angegebene Tafel. Das Maximum liegt bei $\xi = 73{,}4$. Die Zahl der Gestorbenen innerhalb dieses Jahres beträgt (vergl. S. 18) 2495,4. Alle Gestorbenen betragen $l(0) = 127\,283$; somit ist die relative Zahl der in diesem Alter Gestorbenen $\frac{2495{,}4}{127\,283}$. Daher gibt die Gleichung (51)

$$\sigma = \frac{0{,}35070 \times 1{,}27283}{0{,}024954} = 17{,}88817$$

und die Gleichung (50)

$$H = 73{,}4 - 0{,}55624\,\sigma = 63{,}44988.$$

Die Zahl der jährlich Gestorbenen ergibt sich aus der in der Normentafel angegebenen Zahl der Gestorbenen durch Multiplikation mit

$$\frac{10\,l(0)}{\sigma} = 71154{,}8.$$

Theoretische Altersverteilung der Gestorbenen, Textbook (Tabelle 17)

n	Gestorbene	Alter	jährlich Gestorbene
— 2,95	0,00254	10,69	181
— 2,45	0,00376	19,64	268
— 1,95	0,00586	28,58	417
— 1,45	0,00924	37,52	658
— 0,95	0,01479	46,46	1053
— 0,45	0,02265	55,40	1612
+ 0,05	0,03103	64,35	2208
+ 0,55	0,03506	73,29	2495
+ 1,05	0,03083	82,23	2194
+ 1,55	0,02052	91,17	1460
+ 2,05	0,01032	100,11	735
+ 2,55	0,00391	109,05	278

Die Figur 32 (S. 57) zeigt diese theoretischen, die beobachteten und die nach der auf S. 41 f. geschilderten Methode berechneten Werte. Die Übereinstimmung ist für die jüngeren Alter unbefriedigend. Das Maximum wird aber sehr schön wiedergegeben.

29. Konstantenbestimmung aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung.

Im folgenden werden eine Reihe von l(x)-Kurven mit Hilfe der Methode der Momente ausgeglichen. Als Ausgangsalter wurde in den meisten Fällen das Alter null genommen. Die Berechnung soll zunächst in allen Einzelheiten für die Tafel Indien, m., 1901/10 (United States Life Tables, S. 209) durchgeführt werden. Für die späteren Rechnungen beschränken wir uns auf die Angabe der wesentlichsten Resultate.

Für diese Tafel war (S. 217) angegeben $l(0) = 1$, während berechnet wurde $T(0) = 22{,}59408$,

Digitized by Google

und $$\sum_{1}^{\omega} z\, l(z) = 564{,}41835.$$

Somit ist

$$\bar{x} = \frac{564{,}41835 + 0{,}16667}{22{,}59408} = 24{,}99270$$

und

$$F\left(\frac{u_0^2}{2}\right) = \frac{2 \times 24{,}99270}{22{,}59408} = 2{,}21232.$$

Die Tabelle zur Konstantenbestimmung (10) gibt als nächstgelegenen Wert $F(0{,}425) = 2{,}18809$. Unter Berücksichtigung der zugehörigen Differenzen wird

$$\sigma = 22{,}59408 \left(1{,}41021 + \frac{2423}{7235} 0{,}07762\right) = 32{,}44973$$

und

$$H = 22{,}59408 \left(0{,}22944 - \frac{2423}{7235} 0{,}07261\right) = 4{,}63456.$$

Das reduzierte Alter bei $x = 0$ wird

$$n_0 = -\frac{4{,}63456}{32{,}44973} = -0{,}14282.$$

Zur Kontrolle dient das zugehörige

$$T(0) = 32{,}44973 \times 0{,}69651 = 22{,}60161,$$

welcher Wert eine genügende Genauigkeit darstellt, denn der Fehler beträgt nur 0,3 v. T. Interpolation aus der Normentafel ergibt ebenso

$$E(0) = 32{,}44973 \times 1{,}07424 = 34{,}86$$

und $l(0) = 0{,}648$. Aus der Normentafel erhält man die folgende Tabelle:

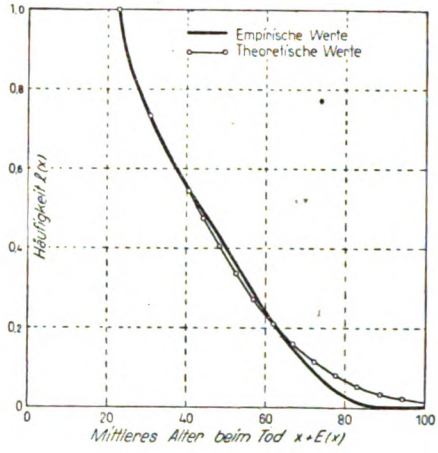
Theoretische Werte der biometrischen Funktionen, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 18)

n	x	l(x)	T(x)	E(x)	x + E(x)
n_0	0	0,648	22,594	34,86	34,86
0	4,63	0,607	19,683	32,45	37,05
0,2	11,12	0,543	15,951	29,37	40,49
0,4	17,61	0,475	12,643	26,60	44,21
0,6	24,10	0,405	9,786	24,15	48,25
0,8	30,59	0,336	7,381	21,97	52,56
1	37,08	0,270	5,417	20,06	57,14
1,2	43,57	0,210	3,862	18,37	61,94
1,4	50,06	0,158	2,673	16,90	66,96
1,6	56,55	0,115	1,791	15,60	72,15
1,8	63,04	0,080	1,162	14,45	77,49
2	69,53	0,054	0,729	13,44	82,97
2,2	76,02	0,035	0,443	12,55	88,57
2,4	82,51	0,022	0,259	11,75	94,25
2,6	89,00	0,013	0,147	11,04	100,04
2,8	95,49	0,008	0,080	10,40	105,89
3	101,98	0,004	0,042	9,83	111,81

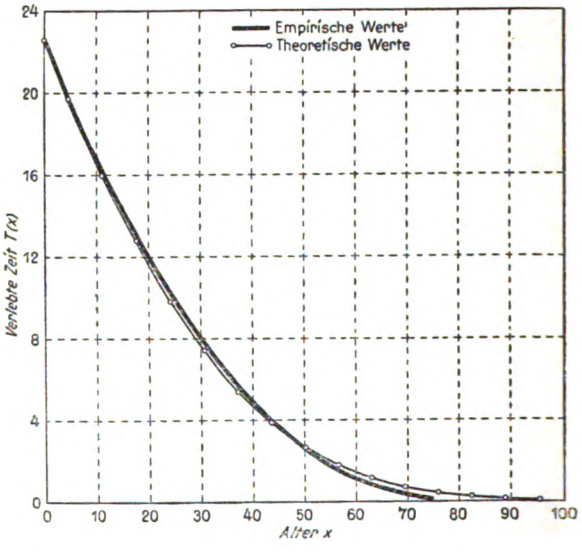
Die entsprechenden beobachteten Werte sind in der 2. und 3. Spalte der folgenden Tab. 19 aufgetragen. Durch Multiplikation ergab sich die verlebte Zeit in Spalte 4, Addition von 1 und 2 ergab Spalte 5.

Die Figuren 15 und 16 stellen die beobachtete und berechnete Häufigkeit des mittleren Alters beim Tod und die verlebten Zeiten einander gegenüber.

15. Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod, Indien, m., 1901/10



16. Verlebte Zeiten, Indien, m., 1901/10



Beobachtete biometrische Funktionen, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 19)

x	E(x)	l(x)	T(x)	x + E(x)
0	22,59	1,0000	22,59	22,59
10	33,36	0,5021	16,75	43,36
20	27,46	0,4383	12,04	47,46
30	22,44	0,3583	8,04	52,44
40	18,02	0,2714	4,89	58,02
50	13,97	0,1866	2,61	63,97
60	10,00	0,1123	1,12	70,00
70	6,17	0,0513	0,27	76,17
80	3,04	0,0103	0,03	83,04
90	1,23	0,0001	0,00	91,23

Um die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod aufzutragen, bedarf man noch der Anfangswerte.

Digitized by Google

Beobachtete Anfangswerte, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 20)

x	l(x)	x + E(x)
0	1,000	22,59
1	0,712	31,72
2	0,645	34,76
3	0,603	37,03
4	0,574	38,73
5	0,553	40,01

Da die Rechenmethode nunmehr gründlich klargestellt ist, werden für die folgenden Beispiele die Elemente der Rechnung nurmehr in tabellarischer Form dargestellt. Die Berechnung der mittleren Alter der Lebenden wurde entweder nach (22) oder nach (23) vorgenommen, je nachdem die verlebten Zeiten T(x) in den Tabellen bereits angegeben waren oder nicht. Die vorletzte Spalte enthält den berechneten Wert von T(0) und kontrolliert somit die Richtigkeit der Rechnung (Tabelle 21).

Die einzelnen Tafeln sind dabei wieder wie in Tabelle 1 nach wachsenden Werten des Maßes der Güte geordnet. Dem entsprechen, wie oben gezeigt, fallende Werte von $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$ und wachsende Werte von $-n_0$.

Auf Grund der Werte von H und σ sind dann mit Hilfe der Normentafel die folgenden abgekürzten Tabellen berechnet worden, die zur Feststellung der Güte der Anpassung ausreichen.

Theoretische Werte, Indien, w., 1901/10 (Tabelle 22)

n	x	l(x)	T(x)	x + E(x)
n_0	0	0,659	23,40	35,48
0,0	5,93	0,607	19,71	38,18
0,5	22,12	0,440	11,17	47,30
1,0	38,30	0,270	5,42	60,29
1,5	54,48	0,135	2,21	70,64
2,0	70,67	0,054	0,71	84,07
2,5	86,85	0,017	0,19	98,27

Die Figuren 17 bis 19 zeigen die theoretischen und beobachteten Werte (United States life tables, S. 210) für den Altersaufbau der stationären Bevölkerung, die Größe der Bevölkerung über jedem Alter und die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod.

Theoretische Werte, Neger, m., Columbia, 1901/10 (Tabelle 23)

x	l(x)	T(x)	x + E(x)
0	0,726	28,35	39,03
14,07	0,607	18,90	45,21
29,64	0,440	10,71	53,96
45,20	0,270	5,20	64,45
60,77	0,135	2,12	76,34
76,34	0,054	0,68	89,23
91,91	0,017	0,19	102,84

Sie sind in den folgenden Figuren 20 bis 22 den beobachteten Werten (United States life tables, S. 120) gegenübergestellt. In diesen wie in den beiden nächsten Beispielen waren in den Originaltabellen die zum Vergleich benutzten Werte T(x) sowie die zu den einzelnen Monaten des ersten Lebensjahres gehörigen Werte von l(x) und E(x) angegeben.

Theoretische Werte, Neger, m., Original Registration States, 1910 (Tabelle 24)

n	x	l(x)	T(x)	x + E(x)
n_0	0	0,783	34,05	43,49
— 0,5	7,00	0,737	28,71	45,96
0	22,21	0,607	18,46	52,62
0,5	37,42	0,440	10,46	61,15
1	52,62	0,270	5,08	71,42
1,5	67,83	0,135	2,07	83,04
2	83,04	0,054	0,67	95,63
2,5	98,25	0,017	0,18	108,93

Die Gegenüberstellung mit den beobachteten Werten (United States life tables, S. 81) ist in den Figuren 23 bis 25 vorgenommen.

Die folgenden Figuren 17 bis 28 stellen somit die beobachteten und die mit Hilfe von (54) und (55) berechneten Werte der Absterbeordnung, der Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod und der verlebten Zeiten für Indien, w., 1901/10; Neger, m., Columbia, 1901/10; Neger, m., O. R. St., 1910 und Neger, m., O. R. St., 1901, einander gegenüber.

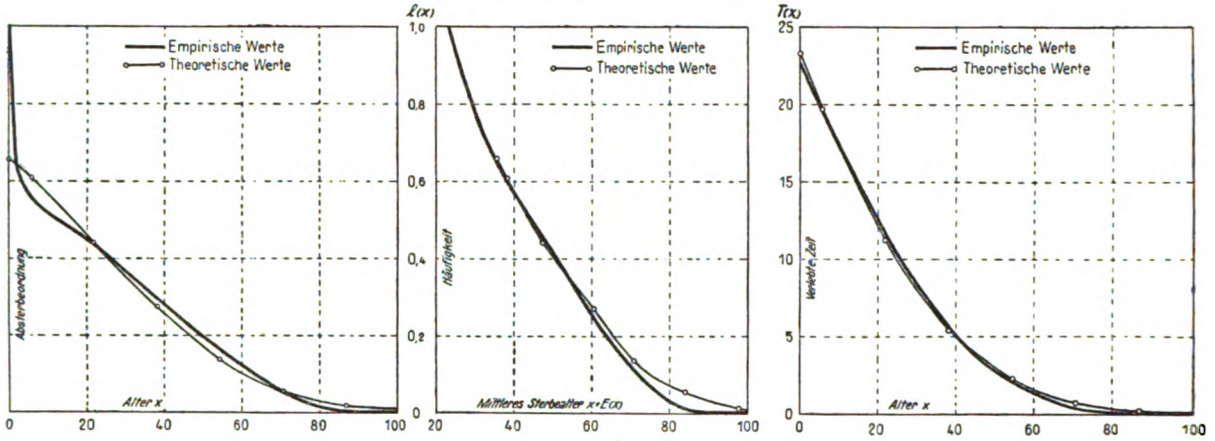
Charakterisierende Werte für einige Sterbetafeln (Tabelle 21)

Sterbetafel	beobacht. verlebte Zeit T(0)	mittleres Alter der Lebenden $\overline{x}(0)$	rezipr. Maß der Güte $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right)$	Konstanten σ	Konstanten H	Reduziertes Ausgangsalter n_0	berechnete verlebte Zeit T(0)	berechn. Lebenserwartung eines Neugeborenen E(0)
Indien, m., 1901/10 . . .	22,59408	24,99270	2,21232	32,44973	4,63456	—0,14282	22,58473	34,85
Indien, w., 1901/10 . . .	23,39329	25,31180	2,16402	32,36553	5,93413	—0,18335	23,39680	35,48
Neger, m., Columb., 1901/10	28,30642	26,83918	1,89633	31,13508	14,06829	—0,45185	28,31082	31,14
Neger, m., O.R.St., 1901.	32,53580	29,63502	1,82169	33,22100	18,17254	—0,54702	32,53730	43,54
Neger, m., O.R.St., 1910.	34,05206	28,95241	1,70048	30,41530	22,20807	—0,73016	34,05236	43,49
Neger, w., O.R.St., 1910.	37,66879	30,15999	1,60133	29,70123	27,21229	—0,91620	37,66436	46,28
Dt. Reich, m., 1891/00 . .	40,55973	32,38643	1,59698	31,79392	29,42236	—0,92541	40,55794	49,76
Ver. St. v. Amerika, 1901.	49,24000	32,13548	1,30526	23,08420	44,05798	—1,90858	49,21782	53,94

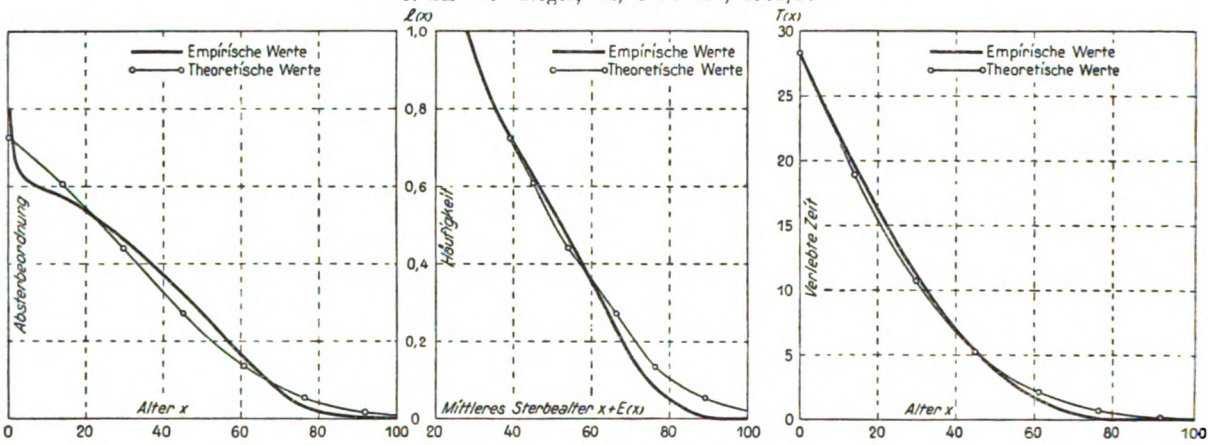
Digitized by Google

Absterbeordnung, Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod und verlebte Zeiten

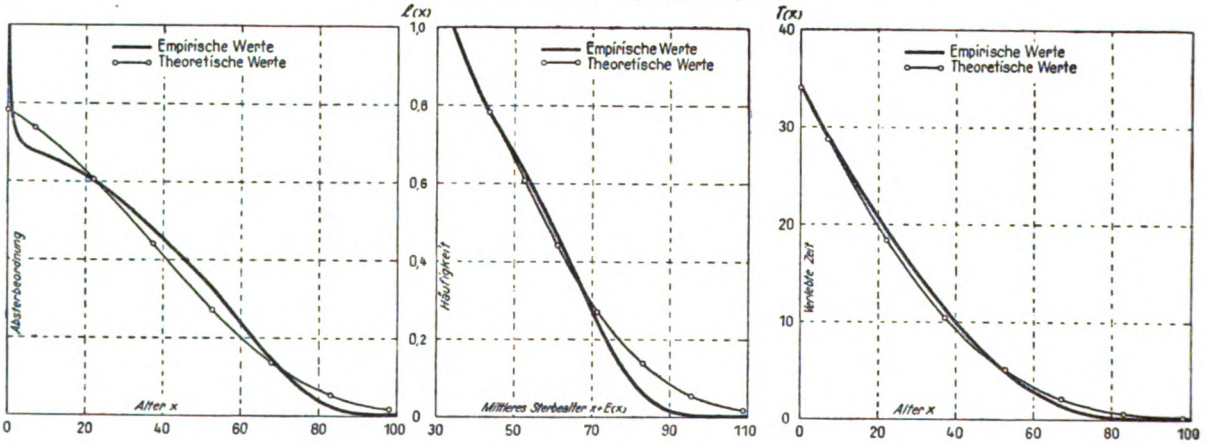
17. bis 19. Indien, w., 1901/10



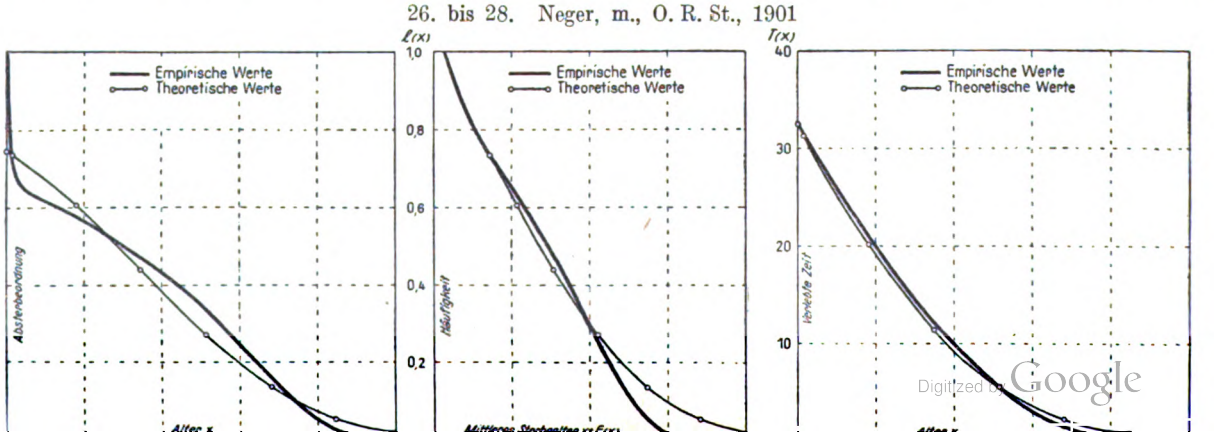
20. bis 22. Neger, m., Columbia, 1901/10



23. bis 25. Neger, m., O. R. St., 1910



26. bis 28. Neger, m., O. R. St., 1901



Digitized by Google

der Wert von l(x) nur an einer Stelle erhalten. Im andern Fall bleibt T(0) erhalten und der Gesamtverlauf von l(x) wird auf doppelte Weise berücksichtigt. Normalerweise wird man also die Konstanten aus dem Altersaufbau als der wichtigsten biometrischen Funktion berechnen.

Bei verschiedenen Ausgangsaltern werden die sich ergebenden Werte der Konstanten geringe Verschiedenheiten aufweisen. Gegenüber vorhergehenden Ausgleichungen werden die Konstanten, vor allem bei Bestimmung aus der Absterbeordnung, unempfindlich sein. Denn sie hängen nur vom Inhalt und Mittelwert ab. Und diese bleiben bei einer richtigen Ausgleichung erhalten.

Dagegen werden die Werte der Konstanten bei verschiedenen, der Berechnung zugrunde gelegten Funktionen nicht genau übereinstimmen. Die Art, wie die auszugleichenden Fehler auftreten, ist nämlich bei den verschiedenen Kurven verschieden, da sie auseinander teils durch Differentiationen, teils durch Integrationen hervorgehen. An sich läßt sich also ein und dieselbe Sterbetafel je nach der zur Bestimmung der Konstanten verwendeten Funktion durch untereinander verschiedene Werte der beiden Konstanten wiedergeben. Vergleiche verschiedener Sterbetafeln in bezug auf die Größe der Konstanten dürfen daher nur dann vorgenommen werden, wenn die Konstanten aus der gleichen biometrischen Funktion bestimmt sind. Bei Verwendung der mit Hilfe einer biometrischen Funktion bestimmten Konstanten zur Berechnung einer anderen Funktion wird man etwas andere Resultate erhalten, als bei Bestimmung der Konstanten aus der letzteren selbst. Man benötigt daher ein für jede Rechnungsmethode anwendbares Kriterium für die Zulässigkeit der Verwendung eines bestimmten Wertepaares zur Berechnung anderer biometrischer Funktionen als der, aus der es entnommen wurde, insbesondere der Absterbeordnung. Als solches kann die Erhaltung der Lebenserwartung eines Neugeborenen fungieren. Dann ist nachzuprüfen, ob σ und H auf der aequiexpectationellen Kurve Fig. 6 (S. 27) liegen.

Als ein besseres Kriterium wird man verlangen, daß der Inhalt der Absterbeordnung, also die von einem Neugeborenen verlebte Zeit, erhalten bleibt. Die hierdurch definierte „äquiareale" Kurve läßt sich aus der Normentafel ableiten. Für jedes reduzierte Alter n kann der Wert $\frac{T(x)}{\sigma}$ auch $\frac{T(0)}{\sigma}$ bedeuten, wenn das betr. n die Eigenschaft besitzt $H + n\sigma = 0$. Man kann also die Werte $\frac{T(x)}{\sigma}$ dahin auffassen, daß T(x) konstant bleibt, während σ die der Veränderung von n entsprechenden Veränderungen erleidet.

Berechnet man zu jedem n den Wert $\frac{\sigma}{T(0)}$, so ergibt sich der dazugehörige Wert von $\frac{H}{T(0)}$ einfach durch Multiplikation mit $-n_0$. Solange man verlangt, daß H positiv, kann man sich dabei auf die negativen Werte von n_0 beschränken. Die entstehende äquiareale Kurve der zusammengehörigen Werte von $\frac{\sigma}{T(0)}$ und $\frac{H}{T(0)}$ ist in der folgenden Tabelle angegeben und schon in Fig. 6 aufgetragen. Man hätte sie übrigens auch aus der Kombination der entsprechenden Spalten der Tabellen 10 und 11 entnehmen können.

Aequiareale Werte der beiden Konstanten
(Tabelle 14)

n_0	$\frac{\sigma}{T(0)}$	$\frac{H}{T(0)}$
— 10	0,09951	0,99507
— 9	0,11044	0,99396
— 8	0,12404	0,99232
— 7	0,14144	0,99008
— 6	0,16443	0,98658
— 5	0,19619	0,98095
— 4	0,24275	0,97100
— 3	0,31697	0,95091
— 2,9	0,32687	0,94792
— 2,8	0,33735	0,94458
— 2,7	0,34850	0,94095
— 2,6	0,36036	0,93694
— 2,5	0,37306	0,93265
— 2,4	0,38658	0,92779
— 2,3	0,40107	0,92246
— 2,2	0,41661	0,91654
— 2,1	0,43331	0,90995
— 2	0,45130	0,90260
— 1,9	0,47076	0,89444
— 1,8	0,49179	0,88522
— 1,7	0,51463	0,87487
— 1,6	0,53946	0,86314
— 1,5	0,56657	0,84986
— 1,4	0,59622	0,83471
— 1,3	0,62879	0,81743
— 1,2	0,66459	0,79751
— 1,1	0,70431	0,77474
— 1	0,74809	0,74809
— 0,9	0,79691	0,71722
— 0,8	0,85143	0,68114
— 0,7	0,91252	0,63876
— 0,6	0,98130	0,58878
— 0,5	1,05905	0,52953
— 0,4	1,14724	0,45890
— 0,3	1,24780	0,37434
— 0,2	1,36290	0,27258
— 0,1	1,49593	0,14959
0	1,64872	0

Falls $n_0 \gtreqless -1$ oder $l(0) \gtreqless 0{,}82615$ oder $\sigma \gtreqless 0{,}74809 \times T(0)$, ist $H \gtreqless \sigma$. Als Kriterium der Zulässigkeit eines Wertepaares zur Berechnung der Absterbeordnung wird man somit verlangen, daß es auf der äquiarealen Kurve liegt.

Innerhalb der ganzen bisherigen Darstellung haben wir uns ausschließlich mit dem Gesamtverlauf der biometrischen Funktionen beschäftigt. Bei der Anpassung wurde die gesamte verlebte Zeit T(0) und der

Digitized by Google

Ausdruck (52), nicht aber die Anfangsbedingung $l(0)=1$ erhalten. Die Gesamtzahl der Gestorbenen für die theoretische Kurve ist also stets kleiner als der beobachtete Wert. Dies bedeutet, daß die Kindersterblichkeit nicht wiedergegeben werden kann. Diese Eigenschaft hat unsere Formel in ihrer bisherigen Gestalt mit allen üblichen Formeln gemeinsam.

27. Darstellung der Kindersterblichkeit.

Zur Berücksichtigung der Kindersterblichkeit ist eine solche Modifikation zu fordern, daß neben der verlebten Zeit auch die Gesamtzahl der Gestorbenen erhalten bleibt. Dann ist auch die Erhaltung der Lebenserwartung eines Neugeborenen und des Maßes der Güte in der ursprünglich definierten Form (13) gesichert.

Diese Forderungen sind leicht zu verwirklichen. Wenn bei der Anpassung für ein von null verschiedenes, nicht zu spätes Alter x_0, die verlebte Zeit erhalten bleibt, so ergibt sich hierdurch ein bestimmter Wert für die gesamte verlebte Zeit und die Gesamtzahl der Gestorbenen. Beide Werte betrachten wir von nun an als vorläufig. Die Differenzen zwischen den theoretischen und beobachteten Werten für die Gesamtzahl der Verstorbenen und die gesamte verlebte Zeit fassen wir als Kennzeichen einer selbständigen Absterbeordnung auf, welche nur auf der Kindersterblichkeit beruht. Für die Kindersterblichkeit existieren somit die gleichen biometrischen Funktionen wie bei der allgemeinen Sterbetafel, also insbesondere eine Gesamtzahl der Gestorbenen und eine gesamte verlebte Zeit.

Die Kindersterbetafel ergibt sich als Differenz zwischen den beobachteten und bisher berechneten Werten für die Funktionen $l(x)$ und $T(x)$ bei den jugendlichen Altern. Die Aufstellung dieser empirischen Werte ist im Gegensatz zur allgemeinen Sterbetafel erst nach Berechnung der für den allgemeinen Verlauf gültigen theoretischen Werte möglich. Aus diesem Grund kann die Kindersterblichkeit erst jetzt behandelt werden.

Die hier vorgenommene Trennung ist biologisch berechtigt, da die Kindersterblichkeit einen spezifischen Verlauf besitzt. Andererseits halten wir an dem Gedanken des einheitlichen Lebensablaufs fest und wenden daher für diese spezifische Kindersterblichkeit wieder unsere Formeln an. Dies ist dadurch möglich, daß das Alter in allen Ausdrücken nur in der reduzierten Form auftritt.

Zur Berechnung der Kindersterblichkeit benötigt man eventuell noch einige in der Normentafel nicht aufgeführte Zwischenwerte. Sie sind in der folgenden Tabelle 15 angegeben.

Um die auf die Kindersterblichkeit bezüglichen Größen von den bisher eingeführten zu unterscheiden, versehen wir sie mit einem vorgesetzten Strich.

Da wir für diese Tafel wieder unsere bisherigen Formeln verwenden, existiert hierfür eine Funktion $'u(x)$, ein reduziertes Alter $'n(x)$ und die beiden charakteristischen Konstanten $'H$ und $'\sigma$. Zu ihrer Berechnung werden wir uns der oben für den allgemeinen Verlauf der Sterbetafel entwickelten Methoden bedienen können. Dabei wird es natürlich eine Rolle spielen, auf welche Art die vorläufigen Werte für den Gesamtverlauf bereits bestimmt sind.

Man bezeichne die Differenz zwischen der beobachteten und tatsächlichen Gesamtzahl der Gestorbenen mit $'l(0)$, die Differenz zwischen der beobachteten und berechneten gesamten verlebten Zeit mit $'T(0)$, so lassen sich, falls beide Werte positiv sind, mit Hilfe der im Abschnitt 23 angegebenen Methoden die beiden Konstanten derart berechnen, daß diese Gesamtzahl der Verstorbenen und diese gesamte verlebte Zeit erhalten bleiben.

Man setze an

$$'l(0) = e^{-\frac{'u_0^2}{2}} \tag{60}$$

so ergibt sich $'u_0$ aus der Tabelle (5).

Dann bilde man den Quotienten aus der von den Kindern verlebten Zeit und der Gesamtzahl dieser Verstorbenen

$$\frac{'T(0)}{'l(0)} = 'E(0) \tag{61}$$

so ergibt sich die neue Konstante $'\sigma$ aus

$$'\sigma = 'E(0)\,'u(0)$$

und die andere aus

$$'H = 'E(0) - \frac{'\sigma^2}{'E(0)}. \tag{62}$$

Anfangswerte der Normentafel (Tabelle 15)

n	$\frac{E(x)}{\sigma}$	u(x)	l(x)	Δ l(x)	$\frac{T(x)}{\sigma}$	$\frac{\Delta T(x)}{\sigma}$
— 5	5,19258	0,19258	0,98162	0,00142	5,09714	0,19614
— 4,8	5,00000	0,20000	0,98020	0,00161	4,90100	0,19595
— 4,6	4,80799	0,20799	0,97859	0,00179	4,70505	0,19555
— 4,4	4,61661	0,21661	0,97680	0,00201	4,50950	0,19514
— 4,2	4,42594	0,22594	0,97479	0,00228	4,31436	0,19474
— 4	4,23607	0,23607	0,97251	0,00259	4,11962	0,19427
— 3,8	4,04709	0,24609	0,96992	0,00295	3,92535	0,19369
— 3,6	3,85913	0,25913	0,96697	0,00338	3,73166	0,19306
— 3,4	3,67231	0,27231	0,96359	0,00389	3,53860	0,19234
— 3,2	3,48678	0,28678	0,95970	0,00449	3,34626	0,19141
— 3	3,30278	0,30278	0,95521	0,00526	3,15485	0,19056

Digitized by Google

Damit ist die Kindersterblichkeit wiedergegeben. Da hierfür die Gestorbenen und die verlebte Zeit erhalten bleiben, wird diese theoretische Kindersterblichkeit etwa in dem Alter aufhören, in dem dies erfahrungsgemäß der Fall ist.

Die gesamte Absterbeordnung setzt sich dann aus zwei superponierten Stücken zusammen. Das eine wurde bestimmt unter Erhaltung der verlebten Zeit von einem bestimmten Alter x_0 an und liefert für alle früheren Alter nur vorläufige Werte. Das andere Stück, die Kindersterblichkeit, wird selbständig wiedergegeben. Die endgültigen Werte für l(x) und T(x) ergeben sich durch Addition beider Größen und ergeben insbesondere $l(0) + {}'l(0) = 1$ und $T(0) + {}'T(0)$ gleich der beobachteten gesamten verlebten Zeit. Zur Durchführung der Additionen der beiden Werte von l(x) und T(x) müssen sowohl die vorläufigen wie die der Kindersterblichkeit entsprechenden Werte beider Funktionen für die gleichen, am besten ganzzahligen Alter durch Interpolation aus der Normentafel berechnet werden. Die dabei benötigten Differenzen sind dort bereits angegeben. Nach Vornahme der entsprechenden Additionen ist das Ziel einer Wiedergabe der gesamten Sterbetafel erreicht.

Da die Kindersterblichkeit proportional mit $'l(0)$ und umgekehrt proportional mit $'T(0)$ ist, nimmt die hier eingeführte Größe $'E(0)$ mit wachsender Kindersterblichkeit ab. Ihr reziproker Wert ist also ein Maß für die Kindersterblichkeit. Doch lassen sich zwei Tafeln in Bezug auf diese Größe nur dann vergleichen, wenn sowohl die vorläufigen Konstanten H und σ wie die endgültigen mit Hilfe derselben Methode und ausgehend von den gleichen Altern bestimmt sind.

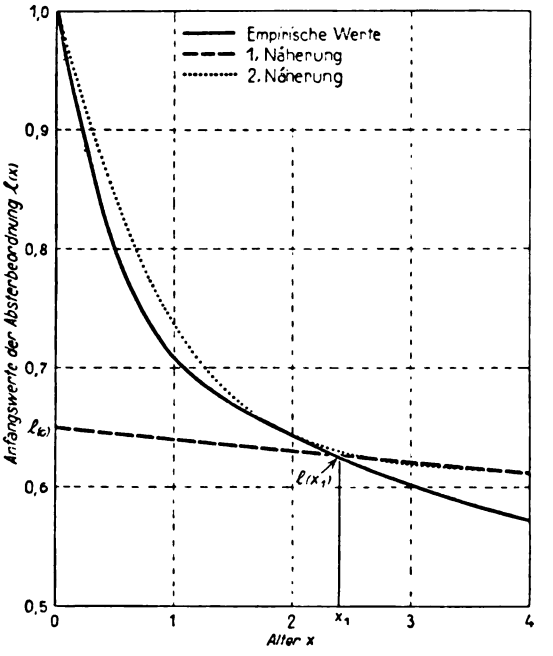
Um diese Methode anwenden zu können, ist es notwendig und hinreichend, daß die nach dem vorläufigen Verfahren berechnete Gesamtzahl der Gestorbenen und die gesamte verlebte Zeit kleiner sind als die entsprechenden beobachteten Größen. Die erste Bedingung ist stets erfüllt. Daher werden wir an der bisherigen Bestimmung der Gesamtzahl der Gestorbenen für die Kindersterblichkeit festhalten können. Das Zutreffen der zweiten Bedingung hängt von der Art ab, wie die Konstanten der vorläufigen Kurve bestimmt wurden. Wenn bei der vorzugsweise zu verwendenden Methode der Seite 41 das x_0 von null verschieden ist, ist die Bedingung erfüllt, da für das Alter null zu dem theoretisch berechneten T(0) die von den Kindern verlebte Zeit hinzukommt. Wenn jedoch hierbei $x_0 = 0$ gesetzt wird, also die gesamte verlebte Zeit erhalten bleibt, versagt die Methode. Mit einer kleinen Modifikation läßt sie sich aber auch in diesem Fall anwenden.

Man betrachte zunächst den Verlauf der beobachteten und der bisher berechneten Absterbeordnung in der Nähe des Nullpunktes (schematische Fig. 13). Da die gesamte verlebte Zeit bei der theoretischen und der beobachteten Kurve übereinstimmt, muß es ein Alter x_1 geben, bei dem die theoretische Kurve von unten kommend die beobachtete Kurve schneidet. Den Inhalt der Fläche 1, $l(0)$, $l(x_1)$ fassen wir als die Zeit $'T(0)$ auf, welche die an spezifischen Kinderkrankheiten Verstorbenen verlebten. Bezeichnet man für den Augenblick die beobachtete verlebte Zeit mit dem Index b, die bisher berechnete mit dem Index t, so wird $'T(0)$ gleich dem Flächeninhalt von $1, 0, x_1, l(x_1)$, also $T(0) - T_b(x_1)$, abzüglich des Flächeninhalts von $l(0), 0, x_1, l(x_1)$, also $T(0) - T_t(x_1)$. Daher wird

$$'T(0) = T_t(x_1) - T_b(x_1). \qquad (63)$$

Diese Größe muß stets positiv sein, da der Inhalt der beiden Kurven für den Nullpunkt übereinstimmt.

13. Schematischer Verlauf der Kindersterblichkeit, gleichzeitig Wiedergabe des Anfangsverlaufs der Sterbetafel, Indien m., 1901/10 (2. Methode S. 59)



Somit kennen wir die Zahl der an spezifischen Kinderkrankheiten Verstorbenen $'l(0)$ und die von ihnen verlebte Zeit $'T(0)$, und können nach der obigen Methode für die zusätzlichen Werte $'l(x)$ die beiden Konstanten $'H$ und $'\sigma$ bestimmen. Die endgültigen Werte für l(x) ergeben sich dann wieder durch Addition der vorläufigen Werte und der für die Kinder geltenden.

Bei dieser Methode bleibt die Gesamtzahl der Gestorbenen $l(0) = 1$ erhalten. Jedoch wird die gesamte verlebte Zeit um einen relativ kleinen Betrag, nämlich um $'T(0)$, zu groß. Das gleiche gilt für die Lebenserwartung eines Neugeborenen.

Gegenüber der vorläufigen Methode weisen beide Berechnungen der Kindersterblichkeit wesentliche Verbesserungen auf. Zunächst wird das bisher unerklärliche Verhalten der Absterbeordnung in der Nähe des Nullpunktes ziemlich genau wiedergegeben. Dann zeigt die Verteilung der Gestorbenen nach dem Alter, welche nach der vorläufigen Methode nur ein Maximum aufweist, auch den charakteristischen großen Anfangswert und das Minimum in der Jugend. Ebenso zeigt die Sterbensintensität das für sie charakteristische Minimum. Für den Neugeborenen wird sich die Lebenserwartung nur wenig von dem

Digitized by Google

beobachteten Wert unterscheiden. Sie weist ferner das für die Kindersterblichkeit charakteristische Maximum am Anfang auf. Die sämtlichen charakteristischen Punkte der Sterbetafel treten also in dieser Darstellung auf.

Dabei werden vier Konstante verwendet, welche sämtlich eine spezifische Bedeutung besitzen. H und σ charakterisieren die Sterblichkeit der Erwachsenen 'H und 'σ die der Kinder. Zum Vergleich sei darauf hingewiesen, daß die Gompertz-Makehamsche Formel ebenfalls 4 Konstanten aufweist, aber die Anfangsbedingung $l(0) = 1$ nicht erfüllt, und dementsprechend die drei charakteristischen Punkte für die Jugend nicht enthält.

VII. Numerische Beispiele.

28. Vergleichskriterien, Konstantenbestimmung aus der Zahl der Gestorbenen.

Im folgenden werden wir die Berechnung der beiden Konstanten an einigen praktischen Beispielen durchführen. Die empirischen Daten sind meistens dem auf S. 6 bereits erwähnten Werk United States Life Tables entnommen.

Beim Vergleich der theoretischen, berechneten Werte mit den beobachteten ist zu beachten, daß die Altersintervalle zwischen den berechneten Werten der biometrischen Funktionen im allgemeinen nicht ganzzahlig sind und sich daher von den beobachteten Intervallen unterscheiden. Trotzdem wird man bei der Lebenserwartung, der Lebenskraft, der Sterbensintensität, der Zahl der oberhalb eines bestimmten Alters Gestorbenen oder Lebenden, beim Altersaufbau und der Erlebenswahrscheinlichkeit, endlich bei der Häufigkeit der verschiedenen mittleren Alter beim Tod die beobachteten Zahlen einfach den berechneten gegenüberstellen. Beim Vergleich der l(x)-Kurven ist zu beachten, daß wir von ihrer Bedeutung als dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung ausgegangen sind.

Beim Vergleich der über einem bestimmten Alter Lebenden ist die Erhaltung der von den Neugeborenen verlebten Zeit wichtig, da man sich dann auf den Vergleich der relativen Größen beschränken kann.

Beim Vergleich der jährlich verlebten Jahre $\frac{10\,\Delta\,T(x)}{\sigma}$ bzw. $\frac{\Delta\,T(x)}{\sigma}$ beziehen sich die theoretischen und beobachteten Werte zwar auf die gleiche Dauer, aber auf miteinander nicht übereinstimmende Intervalle.

In allen Fällen liegen die berechneten Werte somit zwischen den beobachteten. Falls also ein strenger Vergleich notwendig ist, wird man die Zahlen durch Interpolation auf gleiche Alter umrechnen müssen. Doch wird dies im allgemeinen nicht notwendig sein, da bereits die graphische Darstellung ein genügendes Bild der Übereinstimmung liefert.

Im folgenden werden wir zum Vergleich von Theorie und Erfahrung normalerweise den Altersaufbau der stationären Bevölkerung $\frac{l(x)}{T(0)}$, seine Summation, also die Zahl der über jedem Alter x Lebenden, die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod, in einzelnen Fällen auch die Lebenserwartung verwenden und die Konstanten normalerweise aus dem Altersaufbau der stationären Bevölkerung berechnen. Da der Inhalt der beobachteten und der berechneten Verteilung dabei übereinstimmen, genügt die Kurve l(x) selbst. Ändert man den Maßstab, indem man jeden Wert durch T(0) dividiert, so erhält man den Altersaufbau. Die Kurve selbst bleibt dabei unverändert.

Die zweite Vergleichsmethode ist die in der Kollektivmaßlehre übliche. Falls die empirischen T(x) nicht bereits angegeben waren, wurden sie nach (16) neu berechnet. Ändert man wieder den Maßstab und multipliziert jeden Wert mit $\frac{1}{T(0)}$, so erhält man den Prozentsatz der Bevölkerung über dem betr. Alter.

Beim dritten Vergleich wurden die Werte l(0) bis l(1) und E(0) bis E(1) linear interpoliert, um bei den Tabellen, in denen diese Werte fehlten, wenigstens angenäherte Werte für den Anfang der beobachteten Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod zu besitzen. Bei diesem Vergleich ist zu beachten, daß die empirische Kurve bis zum Punkt 1, E(0) die theoretische dagegen nur bis l(0), E(0) reicht, und daß das theoretische und das empirische E(0) notwendigerweise zunächst auseinander gehen. Die Berücksichtigung der Kindersterblichkeit beseitigt diesen Mangel.

Die anderen biometrischen Funktionen sind bei Berechnung der Konstanten aus der l(x)-Kurve aus den oben dargestellten Gründen nicht so gut zum Vergleich geeignet.

Es besteht noch das Bedürfnis, neben diesen graphischen Vergleichsmethoden ein numerisches Maß für die Güte der Anpassung zu besitzen. Die üblichen Kriterien für die Übereinstimmung zwischen Theorie und Erfahrung lassen sich hier nicht ohne weiteres anwenden, da die berechneten Werte sich auf andere Alter beziehen als die beobachteten. Man wird daher hierfür eine speziell biometrische Größe verwenden. Als solche empfiehlt sich der relative Anteil der arbeitsfähigen Altersklassen an der durch die Absterbeordnung dargestellten stationären Bevölkerung. Wählt man als untere bzw. obere Grenze die Alter 15 bzw. 65, so beträgt dieser Anteil in Prozenten der Gesamtbevölkerung

$$a = \frac{T(15) - T(65)}{T(0)}\,100. \qquad (64)$$

Der empirische Wert dieser Größe ergibt sich aus den üblichen Tabellen. Zur Berechnung des theoretischen Wertes entnimmt man der Normentafel für die drei Alter jeweils die beiden benachbarten Werte von $\frac{T(x)}{\sigma}$

Digitized by Google

Um nun die endgültigen Werte für den Gesamtverlauf zu erhalten, müssen die vorläufigen, oben angegebenen Werte zu den speziell für die Kindersterblichkeit berechneten Werten addiert werden. Dabei bleiben wegen des raschen Abklingens der Kindersterblichkeit die sämtlichen Größen für die späteren Alter unverändert. Die endgültigen Werte lauten:

Endgültige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 38)

x	theoretische Werte		beobachtete Werte	
	l(x)	T(x)	l(x)	T(x)
0	1,000	22,59	1,000	22,59
1	0,679	21,77	0,710	21,81
2	0,587	21,13	0,645	21,13
3	0,572	20,56	0,602	20,51
4	0,566	20,00	0,573	19,92

Eine weitere Berechnung ist nicht notwendig, da die endgültigen Werte für alle späteren Alter mit den früher berechneten vorläufigen Werten übereinstimmen. Der für den Anfang der Absterbeordnung spezifische Knick in der Umgebung des dritten Jahres wird, wie man in Tab. 38 sieht, hier ausgezeichnet wiedergegeben.

Wie bereits erwähnt, läßt sich diese Methode nur anwenden, wenn die berechnete gesamte verlebte Zeit kleiner ist als die Beobachtung. Im andern Fall muß sie modifiziert werden. Im folgenden wird diese veränderte Methode für die gleiche Tafel durchgeführt werden. Aus der früheren Bestimmung der Konstanten, welcher die Erhaltung der von den Neugeborenen verlebten Zeit zugrunde lag (S. 52), ergab die Normentafel folgende vorläufige Anfangswerte:

Vorläufige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 39)

n	x	l(x)	T(x)
n_0	0	0,64838	22,60161
−0,1	1,38959	0,63604	21,69719
0	4,63456	0,60653	19,68173

Ganzzahlige Alter

x	l(x)	T(x)
0	0,64838	22,60161
1	0,63949	21,95075
2	0,63049	21,31806
3	0,62139	20,69696
4	0,61230	20,07585

Trägt man diese und die beobachteten Werte für l(x) auf (Fig. 13, S. 49), so ergibt sich der Schnittpunkt $x_1 = 2{,}4$. Da beobachtet sind die verlebten Zeiten

$$T(2) = 21{,}06142$$

und

$$T(3) = 20{,}43734,$$

ist der zugehörige beobachtete Wert ${}_bT(2{,}4) = 20{,}81179$. Interpolation aus der obigen Tabelle ergab als theoretischen Wert ${}_tT(2{,}4) = 21{,}06958$.

Demnach sind die Konstanten der Kindersterblichkeit zu bestimmen aus

$$'l(0) = 0{,}35162$$

und

$$'T(0) = 0{,}25779$$

woraus

$$'E(0) = 0{,}73315.$$

Interpolation aus Tabelle 5 führt auf

$$'u_0 = 1{,}44583$$

sodaß

$$'\sigma = 1{,}06001$$

und

$$'H = -0{,}79944.$$

Die Verwendung dieser Konstanten führt auf

$$'n_0 = 0{,}75466$$
$$'l(0) = 0{,}35153$$
$$'T(0) = 0{,}25805,$$

welche Werte als genügend gut betrachtet werden können. Die Normentafel ergibt:

Theoretische Kindersterblichkeit, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 40)

'n	x	'l(x)	'T(x)
1,6	0,89658	0,11482	0,05840
1,7	1,00258	0,09651	0,04731
2,6	1,95659	0,01328	0,00479
2,7	2,06259	0,01023	0,00358
3	2,38059	0,00429	0,00138
4	3,44060	0,00013	0,00003

Interpolation und Addition dieser Werte zu den vorher festgestellten vorläufigen ergibt die Tabelle 41.

Endgültige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 41)

Alter	theor. Kindersterblichkeit		endgültige Werte			
x	'l(x)	'T(x)	l(x)	T(x)	E(x)	x + E(x)
0	0,35153	0,25805	0,99991	22,85966	22,88	22,88
1	0,09696	0,04758	0,73645	21,99833	29,87	30,87
2	0,01203	0,00429	0,64252	21,32230	33,19	35,19
3	0,00186	0,00067	0,62325	20,69763	33,21	36,21
4	—	—	0,61230	20,07585	32,79	36,79

In der Fig. 14, S. 49 sind die l(x)-Werte mit der Beobachtung verglichen. Die Übereinstimmung ist sehr gut. Das für den frühen Verlauf der Lebenserwartung spezifische Maximum wird hier wiedergegeben. Die frühere Figur 15, S. 52, gibt die relative Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod. Sie zeigt eine vollkommen befriedigende Übereinstimmung zwischen Theorie und Erfahrung, die sich zum großen Teil decken.

Im folgenden soll die Kindersterblichkeit auch für die Tafel des Textbook wiedergegeben werden. Die vorläufigen Anfangswerte erhält man auf Grund der auf S. 56 berechneten Werte von $H = 58{,}19861$; $0{,}2\,\sigma = 2{,}86138$ und $n_0 = -4{,}06787$ mit Hilfe der Normentafel durch Interpolation.

Digitized by Google

Vorl. Anfangswerte, Textbook (Tabelle 42)

n	x	l(x)	x	l(x)
n_0	0	0,97328	0	0,97328
— 4	0,97101	0,97251	2	0,97158
— 3,8	3,83239	0,96992	4	0,96975
— 3,6	6,69377	0,96697	6	0,96769
— 3,4	9,55515	0,96359	8	0,96543
— 3,2	12,41653	0,95970	10	0,96299
— 3,0	15,27791	0,95521	12	0,96027
			14	0,95722

Der beobachtete Anfangswert beträgt $l(0) = 1{,}27283$, sodaß $'l(0) = 0{,}29955$.

Beim verlebten Alter beträgt der berechnete Anfangswert $T(0) = 59{,}88453$, wogegen beobachtet war 60,82031. Daher wird zur Konstantenbestimmung für die Kindersterblichkeit die erste Methode verwendet, wobei

$$'T(0) = 0{,}93578$$

also $'E(0) = 3{,}12395$.

Interpolation (aus Tabelle 5) liefert

$$'u_0 = 1{,}55274.$$

Daher wird $'\sigma = 4{,}85068$

und $'H = -4{,}40789$.

Zur Kontrolle dieser Werte dient

$$'n_0 = 0{,}90872.$$

Dieses liefert $'l(0) = 0{,}29960$,

ein Wert, der genügend gut mit der Beobachtung übereinstimmt. Danach erhält man aus der Normentafel die in Spalte 2 der folgenden Tabelle 43 aufgeführten Alter x und die zur Kindersterblichkeit gehörigen l(x), hieraus durch Interpolation die Kindersterbetafel für ganzzahlige Alter (Spalte 4 und 5). Addition dieser Werte zu den vorläufigen ergibt die endgültigen Zahlen (Spalte 6), denen in der letzten Spalte die beobachteten gegenübergestellt sind.

In genau derselben Weise wurden die vorläufigen verlebten Zeiten (Tabelle 44, Spalte 2) und die von den Kindern verlebten Zeiten (Spalte 3) berechnet. Ihre Summe (Spalte 4) dividiert durch die endgültigen Anfangswerte der Absterbeordnung (Tab. 43, Spalte 6) ergibt die endgültigen Anfangswerte der Lebenserwartung (Spalte 5).

Berechnung der endgültigen Lebenserwartung, Textbook (Tabelle 44)

x	T(x)	'T(x)	T(x) + 'T(x)	$\frac{T(x) + 'T(x)}{l(x) + 'l(x)}$
2	57,94252	0,46470	58,40722	50,813
4	55,99778	0,20222	56,20000	52,974
6	54,06721	0,07654	54,14375	53,731
8	52,13234	0,02498	52,15732	53,202
10	50,19104	0,00703	50,19807	51,873

Ebenso ergeben sich die endgültigen Zahlen für die Kindersterblichkeit durch Addition der vorläufigen und der spezifischen Werte nach Interpolation für gleiche Alter.

Diese Anfangswerte sind bereits in Fig. 29 bis 32 aufgetragen. Die Unterschiede zwischen Theorie und Beobachtung sind ganz gering. Der gesamte Verlauf, aber auch die Krümmung, wird gut wiedergegeben. Unsere Hypothese ist in dem Ausmaß, wie solche Hypothesen sich überhaupt verifizieren lassen, durch die Erfahrung bestätigt.

Theoretische Kindersterblichkeit und endgültige Anfangswerte, Textbook (Tabelle 43)

Berechnete Werte			Interpolierte Werte		Absterbeordnung	
1	2	3	4	5	6	7
'n	x	'l(x)	x	'l(x)	Berechnet	Beobachtet
1,3	1,89799	0,18310	0	0,29960	1,27288	1,27283
1,4	2,38306	0,15823	2	0,17787	1,14945	1,08963
1,7	3,83827	0,09651	4	0,09114	1,06089	1,04942
1,8	4,32334	0,08039	6	0,03999	1,00768	1,02556
2,1	5,77854	0,04394	8	0,01492	0,98035	1,01021
2,2	6,26361	0,03529	10	0,00472	0,96771	1,00000
2,5	7,71881	0,01719	12	0,00270	0,96297	0,99223
2,6	8,20388	0,01328	14	0,00098	0,95820	0,98540
2,9	9,65908	0,00575				
3,0	10,14415	0,00429				
4,0	14,99483	0,00013				

* * *

Digitized by Google

VIII. Ergebnisse.

31. Zusammenfassung der Ableitung.

Die zunächst als durchführbar gedachte Registrierung einer großen Anzahl von Neugeborenen während ihres ganzen Lebens führt zum Begriff der Absterbeordnung. Falls die Bevölkerung geschlossen, die Absterbeordnung und die Zahl der Geborenen für jedes Jahr konstant ist, erhält man die weitere Fiktion der stationären Bevölkerung. Ihr Altersaufbau ist proportional der Absterbeordnung. Eine andere Anwendung der Absterbeordnung ergibt die Division jeder Zahl durch die Zahl der Geborenen. Dies führt zur Reihe der Erlebenswahrscheinlichkeiten, welche mit 1 beginnt und für das Grenzalter, also etwa mit 100 Jahren, mit null endet.

Die relative Zahl der Gestorbenen pro Alterseinheit führt, wenn die Alterseinheit als ein Jahr genommen wird, auf die Sterbenswahrscheinlichkeit, falls die Einheit unendlich klein genommen wird, auf die Sterbensintensität. Die Sterbeziffer für ein Altersintervall wird gewonnen durch Division der Gestorbenen durch die in diesem Alter Lebenden. Die Sterbeziffer hängt nahe mit der Sterbensintensität zusammen; denn sie ist ihr Mittelwert für das betr. Intervall. Die Lebenserwartung wird definiert als die von einem Individuum eines bestimmten Alters auf Grund der Absterbeordnung noch zu verlebende Zeit. Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist eine Zahl, welche eine Absterbeordnung charakterisiert. Sie betrug z. B. für das Deutsche Reich 1871/81 für die männliche Bevölkerung 35,58 Jahre, für die weibliche 38,45 Jahre. Für die Jahre 1924/26 ist sie auf 55,97 bzw. 58,82 Jahre gestiegen. In einigen Staaten hat sie bereits 60 Jahre überschritten. Ihr reziproker Wert gibt einen korrigierten Wert für die Sterbeziffer einer Bevölkerung und erlaubt verschiedene Bevölkerungen zu vergleichen. Von der Lebenserwartung ist zu unterscheiden das mittlere Alter der Lebenden wie das mittlere Alter beim Tod, welche Begriffe ebenfalls für die stationäre Bevölkerung und für jedes Alter eingeführt werden. Das mittlere Alter der Gesamtbevölkerung ist gleich dem Mittelwert aller Lebenserwartungen. Das mittlere Alter beim Tod ist gleich dem Ausgangsalter plus der Lebenserwartung selbst. Speziell ist also das mittlere Alter beim Tod für die Gesamtbevölkerung gleich der Lebenserwartung eines Neugeborenen. Endlich ist die wahrscheinlichste Lebensdauer eines Neugeborenen dasjenige Alter, in dem die Zahl der jährlich Gestorbenen ein Maximum hat. In der Praxis liegt es etwa bei 70 Jahren.

Von zwei Sterbetafeln wird man im allgemeinen diejenige als die günstigere bezeichnen, welche einen größeren Wert für die Lebenserwartung eines Neugeborenen und einen kleineren für das mittlere Alter der Lebenden aufweist. Berücksichtigt man beides und die Tatsache, daß die Lebenserwartung eines Neugeborenen höchstens gleich dem doppelten mittleren Alter der Lebenden ist, so wird als Maß der Güte einer Sterbetafel der Quotient aus der Lebenserwartung eines Neugeborenen durch das doppelte mittlere Alter der Lebenden bezeichnet. Dieses Maß wird gleich null, wenn alle Neugeborenen, wie oben geschildert, sofort absterben, gleich eins, wenn alle das Grenzalter erleben und dann gemeinsam sterben (Optimale Tafel). In der Praxis sind beide Fälle natürlich ausgeschlossen, sodaß das Maß der Güte zwischen null und eins bleibt, ohne diese Grenzen jemals zu erreichen.

Für alle heutigen Sterbetafeln der sogen. Kulturstaaten ist das Maß der Güte größer als $\frac{1}{2}$, da hierfür das mittlere Alter beim Tod größer ist als das mittlere Alter der Lebenden. Daß dieser Satz keineswegs selbstverständlich, ersieht man daraus, daß er bei den ungünstigen Sterbetafeln, z. B. der indischen, nicht gilt. Das Maß der Güte hängt auch mit der Verteilung der Gestorbenen über die Alter zusammen. Je größer hierfür die Schwankung, also das Verhältnis des mittleren Fehlers zum Mittelwert, desto ungünstiger ist eine Sterbetafel.

Im nächsten Kapitel wird die Fiktion der Berechnung der Sterbetafel aus der Beobachtung des Absterbens einer Generation fallengelassen und gezeigt, wie sie aus zwei Volkszählungen und den dazwischen Gestorbenen berechnet werden kann. Damit können wir die Sterblichkeit zu einer bestimmten Zeit durch die Angabe der darin herrschenden Absterbeordnung charakterisieren. Wenn so eine der biometrischen Funktionen für alle ganzzahligen Alter oder für die Endpunkte größerer Intervalle bekannt ist, lassen sich die anderen mit genügender Genauigkeit approximieren. So wird der genaue Wert der wahrscheinlichsten Lebensdauer aus dem Jahre mit der maximalen Zahl der Gestorbenen und den beiden Nachbarjahren durch die Annahme berechnet, daß die Gestorbenen dieser drei Jahre durch eine ganze rationale Funktion zweiten Grades wiedergegeben werden können. Zur Berechnung der Sterbensintensität genügt die gleiche Annahme für die Zahl der Überlebenden jedes Alters. Für die Lebenserwartung und das mittlere Alter der Lebenden genügt bereits die noch einfachere Annahme eines linearen Verlaufs der Zahl der Überlebenden zwischen zwei beobachteten Punkten. Nur für das erste und zweite Jahr wird man, falls hierfür nähere Angaben vorhanden sind, bei der Lebenserwartung diese Trapezformel für die einzelnen Monate bzw. Vierteljahre ansetzen. Die Berechnung des mittleren Alters der Lebenden setzt dann die Multiplikation jedes Alters mit der Zahl der Überlebenden und die Summation dieser Produkte für alle Alter voraus. Dieses Verfahren läßt sich auf reine Addition reduzieren, falls die verlebten Jahre für jedes Alter bekannt sind. Ein Grenzalter pflegt nicht berechnet zu werden. Die für hohe Alter übliche Ausgleichung mit Hilfe der Gompertz-Makehamschen Formel enthält in sich die Annahme, daß es kein endliches Grenzalter gäbe. Dies ist sinnvoll, da gleichzeitig die Zahl der Überlebenden für hohe Alter so rasch abnimmt, daß die Wahrscheinlichkeit, Alter über 100 Jahre zu erreichen, mit wachsendem Alter sehr rasch unter jede angebbare Grenze sinkt.

Digitized by Google

In einem historischen Kapitel wird gezeigt, daß das Problem einer analytischen Darstellung der Sterbetafel genau so alt ist wie die Sterblichkeitsstatistik selbst. Denn bereits Petty, der bedeutendste Vertreter der politischen Arithmetik, hat sich damit beschäftigt. Es werden drei Stufen von Lösungsversuchen unterschieden: zunächst die reinen Interpolationsformeln für die Absterbeordnung selbst, von denen die Parabeln nter Ordnung noch heute verwendet werden, dann die Versuche einer angenähert kausalen Betrachtung der Sterblichkeitsintensität, welche insbesondere zu der in der Versicherungsmathematik üblichen Gompertz-Makehamschen Formel geführt haben, endlich die wahrscheinlichkeitstheoretisch fundierte Betrachtung. Pearson, Arne Fisher und Lexis gehen hierbei von der Verteilung der Gestorbenen nach dem Alter aus. Sie betrachten jedoch die einzelnen Altersstufen getrennt voneinander.

Der vorliegende Versuch gehört im Prinzip zur letzten Kategorie. Er unterscheidet sich von den genannten Arbeiten jedoch durch seine totale Betrachtungsweise und durch die Wahl der Ausgangsfunktion. Der für uns zentrale Begriff ist das mittlere Alter beim Tod.

Der entscheidende Schritt, der zur Aufstellung einer neuen Theorie des Absterbens führt, beruht auf der Beobachtung der Häufigkeiten der verschiedenen mittleren Alter beim Tod. Das mittlere Alter beim Tod beginnt, als Funktion des Alters aufgefaßt, mit der Lebenserwartung eines Neugeborenen und steigt ständig. Die Häufigkeit des mittleren Alters beim Tod für ein bestimmtes Alter ist gleich der Zahl derer, die dieses Alter erreicht haben. Somit kann man empirische Kurven (Fig. 4) hierfür aufstellen, indem man die Zahl der Überlebenden als Ordinate und das Alter plus der entsprechenden Lebenserwartung als Abszisse verwendet. Diese Figuren werden mit dem unteren Stück der rechten Hälfte einer Gaußschen Verteilung in Analogie gebracht. Daß hierfür nicht die ganze rechte Hälfte genommen wird, hängt damit zusammen, daß das mittlere Alter beim Tod erst bei der Lebenserwartung eines Neugeborenen beginnt, sodaß das links hiervon gelegene Stück der Verteilung sich nicht realisieren kann. Diese Gleichsetzung der Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod mit einem Stück der Gaußschen Verteilung führt zu einer Gleichung zwischen der Zahl der Überlebenden, dem Alter und der Lebenserwartung, woraus man leicht zwei Gleichungen für die Lebenserwartung ableitet. Die eine führt auf die optimale Absterbeordnung, die andere wird den weiteren Untersuchungen zugrundegelegt. In dieser Gleichung treten zwei Konstanten H und σ auf, welche die Dimension eines Alters besitzen. Die eine Konstante σ ist ihrer Natur nach stets positiv. Wir beschränken uns im folgenden auch auf positive Werte von H. Beide Größen lassen sich als Lebenserwartungen auffassen. Dagegen ist $H + \sigma$ dasjenige mittlere Alter beim Tod, für das die Häufigkeitskurve einen Wendepunkt besitzt. Die Lebenserwartung fällt hier stets mit dem Alter, sodaß die spezifische Kindersterblichkeit innerhalb des zunächst betrachteten Systems noch nicht wiedergegeben werden kann. Eine allgemeine Beziehung zwischen den beiden Konstanten existiert nicht, weil sie eben unabhängig sind. Dagegen läßt sich zeigen, daß die Lebenserwartung eines Neugeborenen zwischen der halben und der ganzen Summe der beiden Konstanten liegt. Falls man aber nur solche Werte der Konstanten betrachtet, die zum gleichen Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen gehören, hängen beide Konstanten zusammen. Wenn die eine wächst, nimmt die andere ab (Fig. 6). Bei zwei Kurven mit gleichem Anfangswert besitzt die untere Kurve das größere H und das kleinere σ. Allgemein wachsen jedoch alle Lebenserwartungen mit den beiden Konstanten. Falls beide gleichzeitig auf das kfache steigen, gilt dasselbe für die Lebenserwartung eines Neugeborenen.

Die numerische Berechnung der biometrischen Funktionen wird sehr vereinfacht durch die Einführung einer neuen Variablen u, welche gleich der Konstanten σ mal der Sterbeziffer der über xjährigen ist. Dann wird die Zahl der Überlebenden einfach eine Gaußsche Funktion von u. Ihre Analyse ergibt, daß nach unserer Theorie das wahrscheinlichste Lebensalter für alle Sterbetafeln $H + 0{,}55624\ \sigma$ beträgt.

Der prinzipielle Verlauf der Krümmung der Absterbeordnung wird von den Formeln gut wiedergegeben. Während Lexis für die Verteilung der Gestorbenen annahm, daß sie zufällig um die wahrscheinlichste Lebensdauer gruppiert sei, ergibt sie sich bei uns als eine Differenz zweier Zufallskurven, die das gleiche Maximum aufweist.

Nach Erörterung des Einflusses der beiden Konstanten auf die Zahl der Überlebenden, die Erlebenswahrscheinlichkeit, die verlebte Zeit und die relative Größe der Bevölkerung über einem bestimmten Alter wird das mittlere Alter der Lebenden als Funktion von u berechnet.

Die so gewonnenen Formeln sehen äußerlich kompliziert aus. Sie lassen sich jedoch sämtlich in eine allgemeine, also von den speziellen Verhältnissen der betreffenden Bevölkerung unabhängige Form bringen durch eine in der Fehlertheorie übliche Transformation, nämlich eine andere Wahl des Nullpunkts für das Alter und eine andere Maßeinheit hierfür. Dann erhält man allgemein gültige, rein numerische Werte für die l(x)-Reihe. Dabei ist für eine spezielle Sterbetafel natürlich noch jeweils festzustellen, für welches Alter ein bestimmter numerischer Wert von l(x) gilt. Die Verschiedenheit der Sterbetafeln äußert sich in der Verschiedenheit dieser Alter. Zu genauer Berechnung wird hier eine fünfstellige Tabelle der Exponentialfunktionen aufgestellt. Die numerischen Werte der in den einzelnen Altersintervallen Gestorbenen sind natürlich gleich den Differenzen der jeweiligen Werte von l(x). Die biometrischen Funktionen, welche von der Dimension eines Alters sind, wie die Lebenserwartung, das mittlere Alter beim Tod und die verlebte Zeit, bzw. welche von der Dimension eines reziproken Alters sind, wie die Sterbeziffer und die Sterbensintensität, können ebenfalls numerisch in allgemeingültiger Weise bestimmt werden. Jedoch bleibt hierbei eine multi-

Digitized by Google

Theoretische Werte, Neger, w., O.R.St., 1910
(Tabelle 25)

n	x	l(x)	T(x)	x + E(x)
n_0	0	0,814	37,66	46,28
— 0,6	9,39	0,758	30,27	49,31
— 0,3	18,30	0,690	23,80	52,79
0	27,21	0,607	18,01	56,91
0,3	36,12	0,510	13,03	61,60
0,6	45,03	0,405	8,96	67,13
0,9	53,94	0,323	5,81	73,15
1,2	62,85	0,210	3,53	79,67
1,5	71,76	0,135	2,01	86,61
1,8	80,67	0,080	1,06	93,90
2,1	89,58	0,044	0,52	101,46

Auch hier wird die verlebte Zeit gut, der Altersaufbau der stationären Bevölkerung erträglich wiedergegeben.

Theoretische Werte, Neger, m.,
Original Registration States, 1901 (Tabelle 26)

n	x	l(x)	T(x)	x + E(x)
n_0	0	0,747	32,54	43,54
— 0,5	1,56	0,737	31,36	44,12
0	18,17	0,607	20,15	51,39
0,5	34,78	0,440	11,43	60,73
1	51,39	0,270	5,55	71,92
1,5	68,00	0,135	2,26	84,61
2	84,62	0,054	0,75	98,37
2,5	101,23	0,017	0,20	112,89

In den Tabellen United States life tables, S. 76, waren hierbei auch die ersten 12 Monate aufgeführt. Dies erlaubte eine genauere Darstellung der Anfangswerte für die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod.

Beobachtete Werte für die ersten 12 Monate, Neger m., Original Registration States, 1901
(Tabelle 27)

x	l(x)	E(x)	x + E(x)
0	1,000	32,54	32,54
0,083	0,922	35,21	35,29
0,166	0,896	36,13	36,30
0,250	0,873	37,01	37,26
0,333	0,852	37,85	38,18
0,416	0,832	38,65	39,07
0,500	0,815	39,40	39,90
0,583	0,799	40,09	40,67
0,667	0,785	40,71	41,38
0,750	0,773	41,25	42,00
0,833	0,763	41,72	42,55
0,916	0,754	42,12	43,04
1	0,747	42,46	43,46

Die Übereinstimmung der verlebten Zeiten (Fig.26) sit auch hier durchaus befriedigend, ebenso die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod (Fig. 27). Dagegen zeigt der Altersaufbau schon stärkere Unterschiede zwischen Beobachtung und Berechnung. (Fig. 28.) Dies gilt auch für die folgenden Tafeln.

Für die Sterbetafel der Vereinigten Staaten, 1901 wurde nach United States Life Tables, S. 52, die folgende Tabelle berechnet.

Theoretische Werte, Ver. St. v. Amerika, 1901
(Tabelle 28)

n	x	l(x)	x + E(x)	T(x)
— 1,90858	0	0,912	53,94	49,22
— 1,5	9,44	0,883	55,65	40,74
— 1	20,98	0,826	58,38	30,86
— 0,5	32,52	0,737	62,14	21,79
0	44,06	0,607	67,19	14,01
0,5	55,60	0,440	73,63	7,94
1	67,14	0,270	81,41	3,86
1,5	78,68	0,135	90,22	1,57
2	90,22	0,054	99,78	0,51
2,5	101,76	0,017	109,86	0,14

Zum Vergleich sollen für diese Sterbetafel auch die Erlebenswahrscheinlichkeiten berechnet werden. Als Ausgangsalter wurde $x_0 = 3$ gewählt. Demnach wurden die Zahlen $\frac{l(x)}{l(3)}$ angepaßt. Die frühere Rechnung ergab $\frac{u_0^2}{2} = 0{,}12274$; also $u_0 = 0{,}49545$.

Somit wurde

$$\sigma = 55{,}98036 \times 0{,}49545 = 27{,}73547$$

und $H = 3 + 55{,}98036 \times 0{,}75452 = 45{,}23830$.

Das reduzierte Ausgangsalter wird

$$n_3 = -\frac{H-3}{\sigma} = -1{,}523,$$

und die Kontrolle ergab $E(3) = 55{,}98334$, also eine genügende Genauigkeit. Der Ausgangswert wird $l(3) = 0{,}88444$.

Erlebenswahrscheinlichkeiten, V. St. v. A., 1901
(Tabelle 29)

Berechnung			Beobachtung	
n	x	$\frac{l(x)}{l(3)}$	x	$\frac{l(x)}{l(3)}$
— 1,5	3,64	0,998	10	0,961
— 1	17,50	0,934	20	0,927
— 0,5	31,37	0,834	30	0,865
0	45,24	0,686	40	0,791
0,5	59,11	0,498	50	0,703
1	72,97	0,305	60	0,576
1,5	86,84	0,153	70	0,389
2	100,71	0,061	80	0,162
			90	0,022

Die Übereinstimmung ist befriedigend; insbesondere ist der Verlauf der Krümmung hier besser erhalten als gewöhnlich. Am Anfang stimmt die theoretische Kurve mit der beobachteten überein. Dann sind die theoretischen Werte zu klein, für die älteren

Digitized by Google

Jahre wesentlich zu groß. Die Anpassung als ganzes gesehen ist nach dieser Methode wesentlich schlechter als nach der üblichen.

Für diese Tafel soll endlich auf Grund der in Tabelle 21 angeführten Konstanten noch der Prozentsatz der arbeitsfähigen Bevölkerung berechnet werden. Dies geht nach folgendem Schema:

Berechnung des Anteils der arbeitsfähigen Bevölkerung (Tabelle 30)

n	x	$\frac{T(x)}{\sigma}$	x	$\frac{T(x)}{\sigma}$
— 2,0	— 2,11042	2,21581	0	2,13210
— 1,9	0,19800	2,12424		
— 1,3	14,04852	1,59035	15	1,55504
— 1,2	16,35694	1,50469		
0,9	64,83376	0,19554	65	0,19348
1,0	67,14218	0,16693		

Die Werte der letzten Spalte erhält man durch Interpolation aus den vorangegangenen. Nach (64) wird $\alpha = 63{,}860$, wogegen beobachtet war 65,214. Die Abweichung beträgt also 2,08% der Beobachtung.

Nach der „Statistik des Deutschen Reichs" Bd. 200, S. 5, wurde die folgende Tabelle berechnet:

Theoretische Werte, Dt. Reich, 1891/1900 m., (Tabelle 31)

n	x	l(x)	T(x)
— 0,92807	0	0,815	40,53
— 0,5	13,52	0,737	29,96
0	29,42	0,607	19,27
0,5	45,31	0,440	10,92
1	61,22	0,270	5,30
1,5	77,11	0,135	2,15
2	93,01	0,054	0,70
2,5	108,91	0,017	0,19

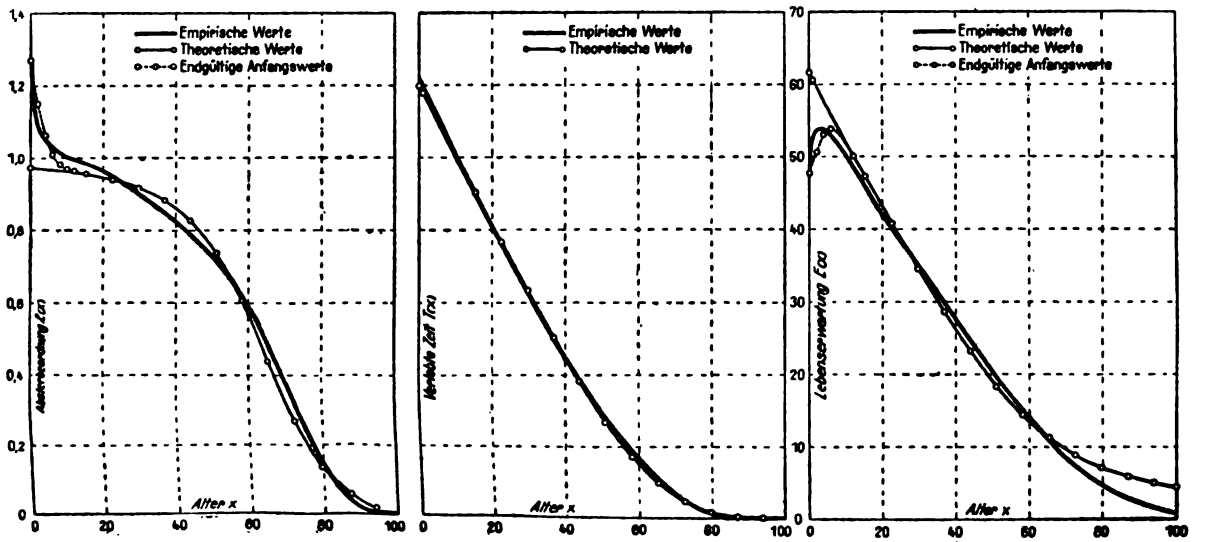
Die im Textbook des Institute of Actuaries angegebene Sterbetafel gäb, wenn als Ausgangsalter $x_0 = 10$ gewählt wurde, für die beobachtete verlebte Zeit $T(10) = 50{,}25609$. Die Summation aller verlebten Zeiten führt auf $\bar{x}(10) = 38{,}89276$. Somit erhält man $F\left(\frac{u_0^2}{2}\right) = 1{,}14982$. Interpolation aus der Tabelle 10 (S. 41) ergibt die beiden Konstanten $\sigma = 14{,}30690$ und $H = 58{,}19861$, sodaß das reduzierte Anfangsalter lautet $n_{10} = -3{,}36891$. Die Kontrolle ergibt den theoretischen Wert $T(10) = 50{,}22766$. Aus der Normentafel erhält man:

Theoretische Werte, Textbook (Tabelle 32)

n	x	l(x)	T(x)	E(x)	x + E(x)
— 4,06787	0	0,973	59,89	61,53	61,53
— 4	0,97	0,972	58,94	60,61	61,61
— 3	15,28	0,955	45,13	47,25	62,55
— 2,5	22,43	0,940	38,35	40,79	63,24
— 2	29,58	0,917	31,70	34,54	64,14
— 1,5	36,75	0,882	25,25	28,61	65,36
— 1	43,90	0,826	19,12	23,15	67,05
— 0,5	51,05	0,737	13,50	18,32	69,37
0	58,20	0,607	8,67	14,31	72,51
0,5	65,35	0,440	4,96	11,17	76,52
1	72,50	0,270	2,38	8,84	81,34
1,5	79,65	0,135	0,96	7,15	86,80
2	86,80	0,054	0,22	5,93	92,73
2,5	93,95	0,017	0,08	5,02	98,97
3		0,004			

Sie sind in den Figuren 29 bis 31 den beobachteten Werten gegenübergestellt. Die Gestorbenen sind gegeben in Intervallen von 1,43069 Jahren. Also ergeben sich die jährlich Gestorbenen durch Multiplikation mit $\frac{1}{1{,}43069} = 0{,}69894$.

29.—31. Absterbeordnung, verlebte Zeiten und Lebenserwartung (Textbook)

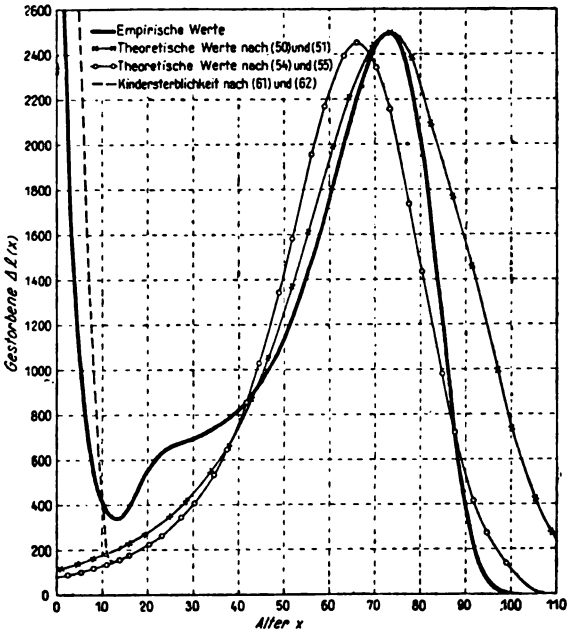


Digitized by Google

Theoretische Verteilung der Gestorbenen, Textbook (Tabelle 33)

n	Jährl. Gest. D_x	x
— 2,95	0,00178	15,99
— 2,45	0,00263	23,15
— 1,95	0,00410	30,30
— 1,45	0,00646	37,45
— 0,95	0,01131	44,61
— 0,45	0,01708	51,76
0,05	0,02169	58,91
0,55	0,02451	66,07
1,05	0,02155	73,22
1,55	0,01434	80,37
2,05	0,00721	87,53
2,55	0,00273	94,68

32. Gestorbene (Textbook)



Diese Zahlen sind bereits in der Figur 32 zusammen mit den Werten der Tabelle 17 aufgetragen.

W. Weinberg hat in den Württembergischen Jahrbüchern 1896 eine Absterbeordnung württembergischer Ärzte 1835/95, beginnend mit dem Ausgangsalter $x_0 = 26$ gegeben. Die verlebte Zeit betrug hierfür $T(26) = 36{,}2626$. Summation der verlebten Zeiten führte auf $\bar{x}(26) = 47{,}37301$, sodaß $F\left(\frac{u_0}{2}\right) = 1{,}17879$.

Somit erhielt man die Konstanten

$$\sigma = 11{,}64972 \text{ und } H = 60{,}41901.$$

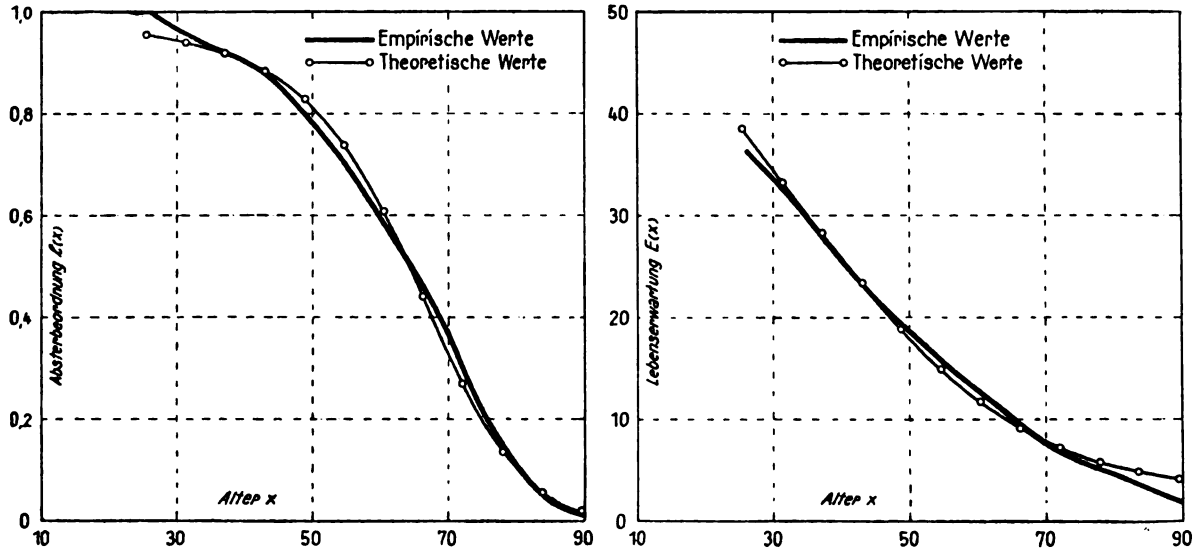
Der Kontrollwert lautet $T(26) = 36{,}24706$.

Theoretische Werte, Württembergische Ärzte (Tabelle 34)

n	x	E(x)	l(x)
— 5	2,17	60,45	0,982
— 4	13,82	49,35	0,973
— 3	25,47	38,48	0,955
— 2,5	31,30	33,21	0,940
— 2	37,12	28,13	0,918
— 1,5	42,94	23,30	0,883
— 1	48,77	18,85	0,826
— 0,5	54,60	14,92	0,737
0	60,42	11,65	0,607
0,5	66,25	9,10	0,440
1	72,07	7,20	0,270
1,5	77,90	5,83	0,135
2	83,72	4,83	0,054
2,5	89,54	4,09	0,017
3	95,37	3,53	0,004

Sie sind in den Figuren 33 und 34 der Erfahrung gegenübergestellt. Da die Sterbetafel nicht ausgeglichen ist, zeigen die Lebenserwartungen keinen ganz gleichmäßigen Verlauf. Da die Zahl der Gestorbenen geradezu ungebührlich schwankt, kann ein Vergleich hierfür nicht durchgeführt werden.

33 u. 34. Absterbeordnung und Lebenserwartung (Württembergische Ärzte)



Digitized by Google

Bisher beschränkten wir uns auf den graphischen Vergleich zwischen Theorie und Beobachtung. Die folgende Tabelle gibt nach dem oben angegebenen Schema (Tabelle 30) den prozentuellen Anteil der arbeitsfähigen Bevölkerung für die verschiedenen als Altersaufbau der stationären Bevölkerung aufgefaßten Tafeln.

Anteil der arbeitsfähigen Bevölkerung
(Tabelle 35)

Sterbetafel	Beobachtung	Berechnung	Abweichung in % der Beobachtung
Textbook	65,585	66,296	— 1,08
Ver. St. v. A., 1901 ...	65,214	63,860	2,08
Neger, w., 1910	63,686	61,111	4,04
Neger, m., 1910	64,522	61,804	4,21
Neger, m., Col., 1901/10.	63,919	60,856	4,79
Indien, w., 1901/10 ...	60,528	57,450	5,09
Indien, m., 1901/10 ...	60,928	57,160	6,18
Neger, m., 1901	64,105	59,716	6,85
Dt. Reich, m., 1891/00 .	66,432	60,626	8,74

Die beste Übereinstimmung erzielten wir bei der Darstellung der Textbook-Tafel. Dies liegt zum Teil daran, daß wir hierbei die Resultate des nächsten Abschnitts vorwegnahmen und das theoretische T(0) gleich dem beobachteten setzten. Hält man sich an die bisherige Methode, so erhält man die noch immer geringe Abweichung von — 2,59%. Die Reihenfolge der Güte der Anpassung stimmt mit dem graphischen Bild nicht überein. Dies liegt daran, daß die Alter, bei denen die theoretische Kurve die beobachtete schneidet, bei den verschiedenen Tafeln verschieden sind. Speziell bei der Kurve des Textbook liegt der zweite Schnittpunkt so früh, daß die Abweichungen sich beinahe aufheben. Normalerweise liegt aber die theoretische l(x)-Kurve gerade während des ganzen hier ausgewählten Intervalles etwas unterhalb der beobachteten. Daher sind die Berechnungen um Werte, deren Größenordnung etwa 5% beträgt, zu klein.

30. Konstantenbestimmung für die Kindersterblichkeit.

Im folgenden werden wir unter Verwendung der oben (S. 48) angegebenen Methoden den gesamten Verlauf einiger Tafeln wiedergeben. Für die indische Sterbetafel m. (S. 51) ergibt sich bei Erhaltung der vom 13. Altersjahr an verlebten Zeit $n_0 = 0{,}03224$. Die Normentafel liefert die folgenden vorläufigen Anfangswerte. Die Werte für die ganzzahligen Alter ergeben sich daraus durch Interpolation.

Vorläufige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10
(Tabelle 36)

n	x	l(x)	$\frac{T(x)}{\sigma}$
0	— 1,22495	0,60653	0,60653
0,1	2,57430	0,57550	0,54744
0,2	6,37354	0,54313	0,49151

Ganzzahlige Alter

x	l(x)	T(x)
0	0,59653	22,31980
1	0,58836	21,72884
2	0,57937	21,13610
3	0,57187	20,56049
4	0,56687	20,00119

Da die beobachtete gesamte verlebte Zeit T(0) = 22,59408, müssen die Konstanten der Kindersterblichkeit bestimmt werden aus

$$'l(0) = 0{,}40347$$

und

$$'T(0) = 0{,}27428.$$

Interpolation aus Tabelle (5) führt auf

$$'u_0 = 1{,}34734.$$

Bildet man

$$'E(0) = 0{,}67980$$

so ergibt die auf Seite 48 geschilderte Methode

$$'\sigma = 1{,}34734 \times 0{,}67980$$
$$= 0{,}91592.$$

Ferner wird

$$'H = 0{,}67980 - \frac{0{,}91592^2}{0{,}67980}$$
$$= -0{,}55426;$$

also

$$'n_0 = 0{,}60514.$$

Interpolation aus der Normentabelle ergibt hierfür $'l(0) = 0{,}40348$ und $'T(0) = 0{,}27436$, welche Werte angesichts der mehrfachen zu ihrer Berechnung verwendeten Interpolationen als genügend gut mit den Ausgangsdaten übereinstimmend betrachtet werden können. Die Normentafel liefert nunmehr folgende Werte:

Theoretische Kindersterblichkeit,
Indien, m., 1901/10 (Tabelle 37)

'n	x	'l(x)	$\frac{'T(x)}{'\sigma}$
1,6	0,91121	0,11482	0,05518
1,7	1,00280	0,09651	0,04463
2,7	1,91872	0,01023	0,00338
2,8	2,01031	0,00774	0,00248
3	2,19350	0,00429	0,00130
4	3,10942	0,00013	0,00003

Ganzzahlige Alter

x	'l(x)	'T(x)
0	0,40348	0,27436
1	0,09707	0,04117
2	0,00802	0,00236
3	0,00066	0,00016

Man sieht hieraus, daß die Kindersterblichkeit auch theoretisch da abklingt, wo sie tatsächlich aufhört. Das Maximum der im Kindesalter Gestorbenen liegt dicht am Zeitpunkt der Geburt.

Digitized by Google

Um nun die endgültigen Werte für den Gesamtverlauf zu erhalten, müssen die vorläufigen, oben angegebenen Werte zu den speziell für die Kindersterblichkeit berechneten Werten addiert werden. Dabei bleiben wegen des raschen Abklingens der Kindersterblichkeit die sämtlichen Größen für die späteren Alter unverändert. Die endgültigen Werte lauten:

Endgültige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10 (Tabelle 38)

x	theoretische Werte		beobachtete Werte	
	l(x)	T(x)	l(x)	T(x)
0	1,000	22,59	1,000	22,59
1	0,679	21,77	0,710	21,81
2	0,587	21,13	0,645	21,13
3	0,572	20,56	0,602	20,51
4	0,566	20,00	0,573	19,92

Eine weitere Berechnung ist nicht notwendig, da die endgültigen Werte für alle späteren Alter mit den früher berechneten vorläufigen Werten übereinstimmen. Der für den Anfang der Absterbeordnung spezifische Knick in der Umgebung des dritten Jahres wird, wie man in Tab. 38 sieht, hier ausgezeichnet wiedergegeben.

Wie bereits erwähnt, läßt sich diese Methode nur anwenden, wenn die berechnete gesamte verlebte Zeit kleiner ist als die Beobachtung. Im andern Fall muß sie modifiziert werden. Im folgenden wird diese veränderte Methode für die gleiche Tafel durchgeführt werden. Aus der früheren Bestimmung der Konstanten, welcher die Erhaltung der von den Neugeborenen verlebten Zeit zugrunde lag (S. 52), ergab die Normentafel folgende vorläufige Anfangswerte:

Vorläufige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 39)

n	x	l(x)	T(x)
n_0	0	0,64838	22,60161
— 0,1	1,38959	0,63604	21,69719
0	4,63456	0,60653	19,68173

Ganzzahlige Alter

x	l(x)	T(x)
0	0,64838	22,60161
1	0,63949	21,95075
2	0,63049	21,31806
3	0,62139	20,69696
4	0,61230	20,07585

Trägt man diese und die beobachteten Werte für l(x) auf (Fig. 13, S. 49), so ergibt sich der Schnittpunkt $x_1 = 2{,}4$. Da beobachtet sind die verlebten Zeiten

$$T(2) = 21{,}06142$$

und $$T(3) = 20{,}43734,$$

ist der zugehörige beobachtete Wert ${}_bT(2{,}4) = 20{,}81179$. Interpolation aus der obigen Tabelle ergab als theoretischen Wert ${}_tT(2{,}4) = 21{,}06958$.

Demnach sind die Konstanten der Kindersterblichkeit zu bestimmen aus

$$'l(0) = 0{,}35162$$

und $$'T(0) = 0{,}25779$$

woraus $$'E(0) = 0{,}73315.$$

Interpolation aus Tabelle 5 führt auf

$$'u_0 = 1{,}44583$$

sodaß

$$'\sigma = 1{,}06001$$

und

$$'H = -0{,}79944.$$

Die Verwendung dieser Konstanten führt auf

$$'n_0 = 0{,}75466$$
$$'l(0) = 0{,}35153$$
$$'T(0) = 0{,}25805,$$

welche Werte als genügend gut betrachtet werden können. Die Normentafel ergibt:

Theoretische Kindersterblichkeit, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 40)

'n	x	'l(x)	'T(x)
1,6	0,89658	0,11482	0,05840
1,7	1,00258	0,09651	0,04731
2,6	1,95659	0,01328	0,00479
2,7	2,06259	0,01023	0,00358
3	2,38059	0,00429	0,00138
4	3,44060	0,00013	0,00003

Interpolation und Addition dieser Werte zu den vorher festgestellten vorläufigen ergibt die Tabelle 41.

Endgültige Anfangswerte, Indien, m., 1901/10, 2. Methode (Tabelle 41)

Alter	theor. Kindersterblichkeit		endgültige Werte			
x	'l(x)	'T(x)	l(x)	T(x)	E(x)	x + E(x)
0	0,35153	0,25805	0,99991	22,85966	22,88	22,88
1	0,09696	0,04758	0,73645	21,99833	29,87	30,87
2	0,01203	0,00429	0,64252	21,32230	33,19	35,19
3	0,00186	0,00067	0,62325	20,69763	33,21	36,21
4	—	—	0,61230	20,07585	32,79	36,79

In der Fig. 14, S. 49 sind die l(x)-Werte mit der Beobachtung verglichen. Die Übereinstimmung ist sehr gut. Das für den frühen Verlauf der Lebenserwartung spezifische Maximum wird hier wiedergegeben. Die frühere Figur 15, S. 52, gibt die relative Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod. Sie zeigt eine vollkommen befriedigende Übereinstimmung zwischen Theorie und Erfahrung, die sich zum großen Teil decken.

Im folgenden soll die Kindersterblichkeit auch für die Tafel des Textbook wiedergegeben werden. Die vorläufigen Anfangswerte erhält man auf Grund der auf S. 56 berechneten Werte von $H = 58{,}19861$; $0{,}2\,\sigma = 2{,}86138$ und $n_0 = -4{,}06787$ mit Hilfe der Normentafel durch Interpolation.

Digitized by Google

Vorl. Anfangswerte, Textbook (Tabelle 42)

n	x	l(x)	x	l(x)
n_0	0	0,97328	0	0,97328
— 4	0,97101	0,97251	2	0,97158
— 3,8	3,83239	0,96992	4	0,96975
— 3,6	6,69377	0,96697	6	0,96769
— 3,4	9,55515	0,96359	8	0,96543
— 3,2	12,41653	0,95970	10	0,96299
— 3,0	15,27791	0,95521	12	0,96027
			14	0,95722

Der beobachtete Anfangswert beträgt $l(0) = 1{,}27283$, sodaß $'l(0) = 0{,}29955$.

Beim verlebten Alter beträgt der berechnete Anfangswert $T(0) = 59{,}88453$, wogegen beobachtet war 60,82031. Daher wird zur Konstantenbestimmung für die Kindersterblichkeit die erste Methode verwendet, wobei

$$'T(0) = 0{,}93578$$

also $'E(0) = 3{,}12395$.

Interpolation (aus Tabelle 5) liefert

$$'u_0 = 1{,}55274.$$

Daher wird $'\sigma = 4{,}85068$

und $'H = -4{,}40789$.

Zur Kontrolle dieser Werte dient

$$'n_0 = 0{,}90872.$$

Dieses liefert $'l(0) = 0{,}29960$,

ein Wert, der genügend gut mit der Beobachtung übereinstimmt. Danach erhält man aus der Normentafel die in Spalte 2 der folgenden Tabelle 43 aufgeführten Alter x und die zur Kindersterblichkeit gehörigen l(x), hieraus durch Interpolation die Kindersterbetafel für ganzzahlige Alter (Spalte 4 und 5). Addition dieser Werte zu den vorläufigen ergibt die endgültigen Zahlen (Spalte 6), denen in der letzten Spalte die beobachteten gegenübergestellt sind.

In genau derselben Weise wurden die vorläufigen verlebten Zeiten (Tabelle 44, Spalte 2) und die von den Kindern verlebten Zeiten (Spalte 3) berechnet. Ihre Summe (Spalte 4) dividiert durch die endgültigen Anfangswerte der Absterbeordnung (Tab. 43, Spalte 6) ergibt die endgültigen Anfangswerte der Lebenserwartung (Spalte 5).

Berechnung der endgültigen Lebenserwartuhg, Textbook (Tabelle 44)

x	T(x)	'T(x)	T(x) + 'T(x)	$\frac{T(x) + 'T(x)}{l(x) + 'l(x)}$
2	57,94252	0,46470	58,40722	50,813
4	55,99778	0,20222	56,20000	52,974
6	54,06721	0,07654	54,14375	53,731
8	52,13234	0,02498	52,15732	53,202
10	50,19104	0,00703	50,19807	51,873

Ebenso ergeben sich die endgültigen Zahlen für die Kindersterblichkeit durch Addition der vorläufigen und der spezifischen Werte nach Interpolation für gleiche Alter.

Diese Anfangswerte sind bereits in Fig. 29 bis 32 aufgetragen. Die Unterschiede zwischen Theorie und Beobachtung sind ganz gering. Der gesamte Verlauf, aber auch die Krümmung, wird gut wiedergegeben. Unsere Hypothese ist in dem Ausmaß, wie solche Hypothesen sich überhaupt verifizieren lassen, durch die Erfahrung bestätigt.

Theoretische Kindersterblichkeit und endgültige Anfangswerte, Textbook (Tabelle 43)

Berechnete Werte			Interpolierte Werte		Absterbeordnung	
1	2	3	4	5	6	7
'n	x	'l(x)	x	'l(x)	Berechnet	Beobachtet
1,3	1,89799	0,18310	0	0,29960	1,27288	1,27283
1,4	2,38306	0,15823	2	0,17787	1,14945	1,08963
1,7	3,83827	0,09651	4	0,09114	1,06089	1,04942
1,8	4,32334	0,08039	6	0,03999	1,00768	1,02556
2,1	5,77854	0,04394	8	0,01492	0,98035	1,01021
2,2	6,26361	0,03529	10	0,00472	0,96771	1,00000
2,5	7,71881	0,01719	12	0,00270	0,96297	0,99223
2,6	8,20388	0,01328	14	0,00098	0,95820	0,98540
2,9	9,65908	0,00575				
3,0	10,14415	0,00429				
4,0	14,99483	0,00013				

* * *

Digitized by Google

31. Zusammenfassung der Ableitung.

Die zunächst als durchführbar gedachte Registrierung einer großen Anzahl von Neugeborenen während ihres ganzen Lebens führt zum Begriff der Absterbeordnung. Falls die Bevölkerung geschlossen, die Absterbeordnung und die Zahl der Geborenen für jedes Jahr konstant ist, erhält man die weitere Fiktion der stationären Bevölkerung. Ihr Altersaufbau ist proportional der Absterbeordnung. Eine andere Anwendung der Absterbeordnung ergibt die Division jeder Zahl durch die Zahl der Geborenen. Dies führt zur Reihe der Erlebenswahrscheinlichkeiten, welche mit 1 beginnt und für das Grenzalter, also etwa mit 100 Jahren, mit null endet.

Die relative Zahl der Gestorbenen pro Alterseinheit führt, wenn die Alterseinheit als ein Jahr genommen wird, auf die Sterbenswahrscheinlichkeit, falls die Einheit unendlich klein genommen wird, auf die Sterbensintensität. Die Sterbeziffer für ein Altersintervall wird gewonnen durch Division der Gestorbenen durch die in diesem Alter Lebenden. Die Sterbeziffer hängt nahe mit der Sterbensintensität zusammen; denn sie ist ihr Mittelwert für das betr. Intervall. Die Lebenserwartung wird definiert als die von einem Individuum eines bestimmten Alters auf Grund der Absterbeordnung noch zu verlebende Zeit. Die Lebenserwartung eines Neugeborenen ist eine Zahl, welche eine Absterbeordnung charakterisiert. Sie betrug z. B. für das Deutsche Reich 1871/81 für die männliche Bevölkerung 35,58 Jahre, für die weibliche 38,45 Jahre. Für die Jahre 1924/26 ist sie auf 55,97 bzw. 58,82 Jahre gestiegen. In einigen Staaten hat sie bereits 60 Jahre überschritten. Ihr reziproker Wert gibt einen korrigierten Wert für die Sterbeziffer einer Bevölkerung und erlaubt verschiedene Bevölkerungen zu vergleichen. Von der Lebenserwartung ist zu unterscheiden das mittlere Alter der Lebenden wie das mittlere Alter beim Tod, welche Begriffe ebenfalls für die stationäre Bevölkerung und für jedes Alter eingeführt werden. Das mittlere Alter der Gesamtbevölkerung ist gleich dem Mittelwert aller Lebenserwartungen. Das mittlere Alter beim Tod ist gleich dem Ausgangsalter plus der Lebenserwartung selbst. Speziell ist also das mittlere Alter beim Tod für die Gesamtbevölkerung gleich der Lebenserwartung eines Neugeborenen. Endlich ist die wahrscheinlichste Lebensdauer eines Neugeborenen dasjenige Alter, in dem die Zahl der jährlich Gestorbenen ein Maximum hat. In der Praxis liegt es etwa bei 70 Jahren.

Von zwei Sterbetafeln wird man im allgemeinen diejenige als die günstigere bezeichnen, welche einen größeren Wert für die Lebenserwartung eines Neugeborenen und einen kleineren für das mittlere Alter der Lebenden aufweist. Berücksichtigt man beides und die Tatsache, daß die Lebenserwartung eines Neugeborenen höchstens gleich dem doppelten mittleren Alter der Lebenden ist, so wird als Maß der Güte einer Sterbetafel der Quotient aus der Lebenserwartung eines Neugeborenen durch das doppelte mittlere Alter der Lebenden bezeichnet. Dieses Maß wird gleich null, wenn alle Neugeborenen, wie oben geschildert, sofort absterben, gleich eins, wenn alle das Grenzalter erleben und dann gemeinsam sterben (Optimale Tafel). In der Praxis sind beide Fälle natürlich ausgeschlossen, sodaß das Maß der Güte zwischen null und eins bleibt, ohne diese Grenzen jemals zu erreichen.

Für alle heutigen Sterbetafeln der sogen. Kulturstaaten ist das Maß der Güte größer als $\frac{1}{2}$, da hierfür das mittlere Alter beim Tod größer ist als das mittlere Alter der Lebenden. Daß dieser Satz keineswegs selbstverständlich, ersieht man daraus, daß er bei den ungünstigen Sterbetafeln, z. B. der indischen, nicht gilt. Das Maß der Güte hängt auch mit der Verteilung der Gestorbenen über die Alter zusammen. Je größer hierfür die Schwankung, also das Verhältnis des mittleren Fehlers zum Mittelwert, desto ungünstiger ist eine Sterbetafel.

Im nächsten Kapitel wird die Fiktion der Berechnung der Sterbetafel aus der Beobachtung des Absterbens einer Generation fallengelassen und gezeigt, wie sie aus zwei Volkszählungen und den dazwischen Gestorbenen berechnet werden kann. Damit können wir die Sterblichkeit zu einer bestimmten Zeit durch die Angabe der darin herrschenden Absterbeordnung charakterisieren. Wenn so eine der biometrischen Funktionen für alle ganzzahligen Alter oder für die Endpunkte größerer Intervalle bekannt ist, lassen sich die anderen mit genügender Genauigkeit approximieren. So wird der genaue Wert der wahrscheinlichsten Lebensdauer aus dem Jahre mit der maximalen Zahl der Gestorbenen und den beiden Nachbarjahren durch die Annahme berechnet, daß die Gestorbenen dieser drei Jahre durch eine ganze rationale Funktion zweiten Grades wiedergegeben werden können. Zur Berechnung der Sterbensintensität genügt die gleiche Annahme für die Zahl der Überlebenden jedes Alters. Für die Lebenserwartung und das mittlere Alter der Lebenden genügt bereits die noch einfachere Annahme eines linearen Verlaufs der Zahl der Überlebenden zwischen zwei beobachteten Punkten. Nur für das erste und zweite Jahr wird man, falls hierfür nähere Angaben vorhanden sind, bei der Lebenserwartung diese Trapezformel für die einzelnen Monate bzw. Vierteljahre ansetzen. Die Berechnung des mittleren Alters der Lebenden setzt dann die Multiplikation jedes Alters mit der Zahl der Überlebenden und die Summation dieser Produkte für alle Alter voraus. Dieses Verfahren läßt sich auf reine Addition reduzieren, falls die verlebten Jahre für jedes Alter bekannt sind. Ein Grenzalter pflegt nicht berechnet zu werden. Die für hohe Alter übliche Ausgleichung mit Hilfe der Gompertz-Makehamschen Formel enthält in sich die Annahme, daß es kein endliches Grenzalter gäbe. Dies ist sinnvoll, da gleichzeitig die Zahl der Überlebenden für hohe Alter so rasch abnimmt, daß die Wahrscheinlichkeit, Alter über 100 Jahre zu erreichen, mit wachsendem Alter sehr rasch unter jede angebbare Grenze sinkt.

Digitized by Google

In einem historischen Kapitel wird gezeigt, daß das Problem einer analytischen Darstellung der Sterbetafel genau so alt ist wie die Sterblichkeitsstatistik selbst. Denn bereits Petty, der bedeutendste Vertreter der politischen Arithmetik, hat sich damit beschäftigt. Es werden drei Stufen von Lösungsversuchen unterschieden: zunächst die reinen Interpolationsformeln für die Absterbeordnung selbst, von denen die Parabeln nter Ordnung noch heute verwendet werden, dann die Versuche einer angenähert kausalen Betrachtung der Sterblichkeitsintensität, welche insbesondere zu der in der Versicherungsmathematik üblichen Gompertz-Makehamschen Formel geführt haben, endlich die wahrscheinlichkeitstheoretisch fundierte Betrachtung. Pearson, Arne Fisher und Lexis gehen hierbei von der Verteilung der Gestorbenen nach dem Alter aus. Sie betrachten jedoch die einzelnen Altersstufen getrennt voneinander.

Der vorliegende Versuch gehört im Prinzip zur letzten Kategorie. Er unterscheidet sich von den genannten Arbeiten jedoch durch seine totale Betrachtungsweise und durch die Wahl der Ausgangsfunktion. Der für uns zentrale Begriff ist das mittlere Alter beim Tod.

Der entscheidende Schritt, der zur Aufstellung einer neuen Theorie des Absterbens führt, beruht auf der Beobachtung der Häufigkeiten der verschiedenen mittleren Alter beim Tod. Das mittlere Alter beim Tod beginnt, als Funktion des Alters aufgefaßt, mit der Lebenserwartung eines Neugeborenen und steigt ständig. Die Häufigkeit des mittleren Alters beim Tod für ein bestimmtes Alter ist gleich der Zahl derer, die dieses Alter erreicht haben. Somit kann man empirische Kurven (Fig. 4) hierfür aufstellen, indem man die Zahl der Überlebenden als Ordinate und das Alter plus der entsprechenden Lebenserwartung als Abszisse verwendet. Diese Figuren werden mit dem unteren Stück der rechten Hälfte einer Gaußschen Verteilung in Analogie gebracht. Daß hierfür nicht die ganze rechte Hälfte genommen wird, hängt damit zusammen, daß das mittlere Alter beim Tod erst bei der Lebenserwartung eines Neugeborenen beginnt, sodaß das links hiervon gelegene Stück der Verteilung sich nicht realisieren kann. Diese Gleichsetzung der Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod mit einem Stück der Gaußschen Verteilung führt zu einer Gleichung zwischen der Zahl der Überlebenden, dem Alter und der Lebenserwartung, woraus man leicht zwei Gleichungen für die Lebenserwartung ableitet. Die eine führt auf die optimale Absterbeordnung, die andere wird den weiteren Untersuchungen zugrundegelegt. In dieser Gleichung treten zwei Konstanten H und σ auf, welche die Dimension eines Alters besitzen. Die eine Konstante σ ist ihrer Natur nach stets positiv. Wir beschränken uns im folgenden auch auf positive Werte von H. Beide Größen lassen sich als Lebenserwartungen auffassen. Dagegen ist $H + \sigma$ dasjenige mittlere Alter beim Tod, für das die Häufigkeitskurve einen Wendepunkt besitzt. Die Lebenserwartung fällt hier stets mit dem Alter, sodaß die spezifische Kindersterblichkeit innerhalb des zunächst betrachteten Systems noch nicht wiedergegeben werden kann. Eine allgemeine Beziehung zwischen den beiden Konstanten existiert nicht, weil sie eben unabhängig sind. Dagegen läßt sich zeigen, daß die Lebenserwartung eines Neugeborenen zwischen der halben und der ganzen Summe der beiden Konstanten liegt. Falls man aber nur solche Werte der Konstanten betrachtet, die zum gleichen Wert der Lebenserwartung eines Neugeborenen gehören, hängen beide Konstanten zusammen. Wenn die eine wächst, nimmt die andere ab (Fig. 6). Bei zwei Kurven mit gleichem Anfangswert besitzt die untere Kurve das größere H und das kleinere σ. Allgemein wachsen jedoch alle Lebenserwartungen mit den beiden Konstanten. Falls beide gleichzeitig auf das kfache steigen, gilt dasselbe für die Lebenserwartung eines Neugeborenen.

Die numerische Berechnung der biometrischen Funktionen wird sehr vereinfacht durch die Einführung einer neuen Variablen u, welche gleich der Konstanten σ mal der Sterbeziffer der über xjährigen ist. Dann wird die Zahl der Überlebenden einfach eine Gaußsche Funktion von u. Ihre Analyse ergibt, daß nach unserer Theorie das wahrscheinlichste Lebensalter für alle Sterbetafeln $H + 0{,}55624\ \sigma$ beträgt.

Der prinzipielle Verlauf der Krümmung der Absterbeordnung wird von den Formeln gut wiedergegeben. Während Lexis für die Verteilung der Gestorbenen annahm, daß sie zufällig um die wahrscheinlichste Lebensdauer gruppiert sei, ergibt sie sich bei uns als eine Differenz zweier Zufallskurven, die das gleiche Maximum aufweist.

Nach Erörterung des Einflusses der beiden Konstanten auf die Zahl der Überlebenden, die Erlebenswahrscheinlichkeit, die verlebte Zeit und die relative Größe der Bevölkerung über einem bestimmten Alter wird das mittlere Alter der Lebenden als Funktion von u berechnet.

Die so gewonnenen Formeln sehen äußerlich kompliziert aus. Sie lassen sich jedoch sämtlich in eine allgemeine, also von den speziellen Verhältnissen der betreffenden Bevölkerung unabhängige Form bringen durch eine in der Fehlertheorie übliche Transformation, nämlich eine andere Wahl des Nullpunkts für das Alter und eine andere Maßeinheit hierfür. Dann erhält man allgemein gültige, rein numerische Werte für die l(x)-Reihe. Dabei ist für eine spezielle Sterbetafel natürlich noch jeweils festzustellen, für welches Alter ein bestimmter numerischer Wert von l(x) gilt. Die Verschiedenheit der Sterbetafeln äußert sich in der Verschiedenheit dieser Alter. Zu genauer Berechnung wird hier eine fünfstellige Tabelle der Exponentialfunktionen aufgestellt. Die numerischen Werte der in den einzelnen Altersintervallen Gestorbenen sind natürlich gleich den Differenzen der jeweiligen Werte von l(x). Die biometrischen Funktionen, welche von der Dimension eines Alters sind, wie die Lebenserwartung, das mittlere Alter beim Tod und die verlebte Zeit, bzw. welche von der Dimension eines reziproken Alters sind, wie die Sterbeziffer und die Sterbensintensität, können ebenfalls numerisch in allgemeingültiger Weise bestimmt werden. Jedoch bleibt hierbei eine multi-

Digitized by Google

plikative Konstante σ bzw. $\frac{1}{\sigma}$ offen. Sie bewirkt, daß die so veränderte Funktion dimensionslos ist. Abgekürzte Werte der biometrischen Funktionen finden sich in der Tab. 6, ausführliche in den Tab. 7 und 15.

Während also üblicherweise die Werte der biometrischen Funktionen in Abhängigkeit vom Alter dargestellt werden, berechnen wir umgekehrt die Alter, die zu bekannten Werten der biometrischen Funktionen gehören, soweit sie dimensionslos sind. Für die biometrischen Funktionen, welche eine Dimension besitzen, gilt das gleiche, abgesehen von einer Multiplikation mit σ bzw. $\frac{1}{\sigma}$. Dieses Verfahren hat den Vorzug, daß sämtliche möglichen Werte aller biometrischen Funktionen ein für allemal berechnet werden können. Bei allen bisherigen Formeln müssen für verschiedene Tafeln und für jedes Alter die zugehörigen biometrischen Funktionen jeweils neu berechnet werden, wobei normalerweise in jedem einzelnen Fall selbständige und komplizierte Operationen vorzunehmen sind. Dagegen sind hier diese Werte für alle Tafeln und die verschiedenen Alter ein für allemal vorgegeben, und es brauchen nur die zugehörigen Alter berechnet zu werden, wobei ausschließlich additive Operationen und Interpolationen vorgenommen werden. Diese Methode enthält eine spezifische Auffassung von den Unterschieden zwischen den einzelnen Tafeln. Danach unterscheiden sie sich, abgesehen von der Umgebung des Nullpunktes, nur durch lineare Transformationen in den Altern.

Es müssen nunmehr für eine bestimmte Sterbetafel noch die numerischen Werte der beiden Konstanten berechnet werden.

Je nach der uns hauptsächlich interessierenden Funktion öffnen sich hier verschiedene Wege. Normalerweise wird man jedoch den Altersaufbau der stationären Bevölkerung für die Anpassung wählen. Der hierzu einzuschlagende Weg ist mit Hilfe der Tabelle 10 außerordentlich einfach. Will man die gesamte Absterbeordnung anpassen, also vom Alter null ausgehen, so genügt es, die von einem Neugeborenen verlebte Zeit und das Maß der Güte einer bestimmten Sterbetafel zu berechnen. Dann erhält man ohne weiteres aus den Spalten 4 und 6 durch Interpolation die Werte der beiden Konstanten.

Demnach beruht unsere Methode der Konstantenbestimmung auf der Erhaltung der Größen, welche eine gegebene Sterbetafel am besten charakterisieren, der von einem Neugeborenen verlebten Zeit und des mittleren Alters aller Lebenden.

Die Konstantenbestimmung wird dann näher analysiert. Das Verhältnis der beiden Konstanten hängt nur vom Verhältnis der vom Neugeborenen verlebten Zeit zum mittleren Alter der Lebenden ab, und zwar wächst es mit ihm. Dabei spielt die Konstante H eine zur Lebenserwartung, die Konstante σ eine zum mittleren Alter der Lebenden analoge Rolle. An Hand des Verhältnisses der beiden Konstanten können wir die Sterbetafeln nach ihrer Güte charakterisieren. Wenn das Maß der Güte unterhalb 0,5, nennen wir die Tafel ungünstig, wenn es zwischen 0,5 und 0,64, normal, wenn es über 0,64 beträgt, günstig. Die Tafeln des Deutschen Reichs 1924/26 gehören z. B. zur letzten Kategorie.

Erst nachdem so der Gesamtverlauf der Sterbetafel wiedergegeben ist, kann das Problem der Kindersterblichkeit betrachtet werden; denn sie liegt uns empirisch nicht vor. Ihr Verlauf ergibt sich vielmehr, indem wir von der beobachteten Gesamtzahl der Gestorbenen die nach unserer Theorie Gestorbenen, deren Zahl stets kleiner ist, abziehen. Dieses Verfahren zur Feststellung der Kindersterblichkeit ist vor allem deswegen berechtigt, weil unter den im jugendlichen Alter Gestorbenen auch diejenigen enthalten sind, welche an allgemeinen, also für dieses Alter nicht spezifischen Krankheiten sterben.

Nach Feststellung der Kindersterblichkeit läßt sie sich mit genau denselben Formeln wie die allgemeine Sterblichkeit erfassen, nur treten hierfür andere, und zwar kleinere Werte der beiden Konstanten auf. Durch Superposition der allgemeinen und der Kindersterblichkeit gelingt es, den Gesamtverlauf der biometrischen Funktionen wiederzugeben. Hierbei wird insbesondere die Anfangsbedingung der Absterbeordnung erfüllt, also die Gesamtzahl aller Gestorbenen erhalten. Ferner wird je nach den Methoden der Konstantenbestimmung die gesamte verlebte Zeit und die Lebenserwartung eines Neugeborenen exakt oder doch mit großer Annäherung wiedergegeben. Hierdurch erhalten die Kurven der Gestorbenen und der Sterbensintensität ihre charakteristischen Minima, die der Lebenserwartung das charakteristische Maximum für die frühen Alter.

32. Würdigung der Resultate.

Um das Maß des hier Erreichten zu beurteilen, muß man davon ausgehen, daß das Problem des Aussterbens einer Generation an sich sehr kompliziert ist. Man weiß zwar empirisch, wie dies vorgeht, und konnte es auch durch Interpolationsformeln wiedergeben, hatte aber keinen Ansatzpunkt zu einer statistischen Darstellung. Bisher fehlte jede theoretische Vorstellung, wie die spezifische Form der verschiedenen biometrischen Funktionen, insbesondere des Altersaufbaus einer stationären Bevölkerung, zustandekommt.

Von allen bisherigen Versuchen unterscheidet sich der vorliegende durch vier Momente: 1. Wir versuchen kein vollständiges Gesetz aufzustellen, das gleichermaßen soziale wie natürliche Einflüsse wiedergeben soll; wir beschränken uns vielmehr auf die Wirkung des stärksten Faktors, des Alterns, der die natürliche Komponente darstellt. 2. Um diesen Einfluß zu finden, machen wir keinerlei willkürliche Annahme über den Verlauf bestimmter biometrischer Funktionen, noch fingieren wir Kräfte, deren Existenz unbewiesen ist. Wir beschränken uns vielmehr auf eine Analogie zu der Annahme, die aus der Vielfältigkeit der hier wirkenden Ursachen folgt, der Wirksamkeit des Zufalls. 3. Wir greifen nicht Eigenschaften heraus, die nur für einzelne Altersklassen gelten. Unsere Auffassung ist vielmehr eine totale. Die Kindersterb-

lichkeit ist von der gleichen Art, aber von wesentlich größerer Intensität wie die Gesamtsterblichkeit. 4. Endlich gehen wir nicht von der Absterbeordnung selbst aus, die ja nur einen fiktiven Charakter besitzt, sondern von der einzigen Form ihrer Realisierung, dem Altersaufbau einer stationären Bevölkerung.

So wurde ein Schema aufgestellt, welches das Aussterben einer Generation darstellt. Der Wert dieses Schemas beruht darin, daß es uns zeigt, wie der Altersaufbau einer stationären Bevölkerung zustandekommt und wie er aussieht. Aber unsere Annahme einer Bevölkerung, in der die mittleren Alter beim Tod analog dem Gaußschen Gesetz verteilt sind, stellt eine ungeheure Simplifizierung dar. Die wesentliche Todesursache ist nie der Zufall, sondern ein ganz bestimmtes, einmalig wirkendes Moment, oder eine Reihe von solchen. Ferner wirken diese Ursachen keinesfalls gleichmäßig, alles Tatsachen, die keine Formel erfassen kann. Schon aus diesem und den in der Einleitung angeführten Gründen sind Abweichungen unserer Theorie von der Erfahrung notwendig.

Bei der Häufigkeit des mittleren Alters beim Tod, dem Ausgangspunkt unserer Beobachtungen, stimmt die Theorie in allen Fällen mit der Beobachtung vorzüglich überein. Die theoretische Kurve beginnt zwar erst später als die empirische, und diese übereinstimmenden Punkte gehören zu verschiedenen Altern. Aber dies ist für die hier maßgebliche Funktion, nämlich das mittlere Alter beim Tod, gleichgültig. Entscheidend ist, daß Theorie und Erfahrung für die meisten mittleren Alter beim Tod übereinstimmen. In vielen Fällen lassen sich die beiden Kurven überhaupt nicht unterscheiden. Bei Berücksichtigung der Kindersterblichkeit gilt dies besonders für den sehr komplizierten Verlauf beim Beginn des Lebens.

Für die größeren Werte der mittleren Alter beim Tod sind die theoretischen Werte zu hoch. Dies liegt daran, daß in unserer Theorie die Lebenserwartung bei größeren Werten beginnt und langsamer fällt, als dies tatsächlich der Fall ist. Als ganzes gesehen gibt die Übereinstimmung einen befriedigenden Eindruck. Denn auch die Krümmung der theoretischen Kurve ist die gleiche wie die der empirischen. Die Nachprüfung unserer Grundvorstellung, daß die Häufigkeit der mittleren Alter beim Tod in einer stationären Bevölkerung durch die Gaußsche Kurve wiedergegeben werden kann, führt zum Schluß, daß sie mindestens in erster Annäherung wohl zulässig ist.

Die beste Übereinstimmung liefert stets die Kurve der verlebten Zeit, also die Verwendung des in der Kollektivmaßlehre üblichen Kriteriums. Der Verlauf von Theorie und Erfahrung ist, abgesehen von den zu großen theoretischen Werten der höchsten Alter, für die meisten Jahre bei den meisten Kurven beinahe identisch. Diese Übereinstimmung ist zunächst formal bedingt, weil die verlebte Zeit die Integralkurve zur Absterbeordnung darstellt und die verschiedenen Abweichungen sich so aufheben. Doch hat sie auch eine materielle Bedeutung: Die Zahl der in einer stationären Bevölkerung über jedem Alter Lebenden wird durch unsere Hypothese in vollkommen befriedigender Weise wiedergegeben.

Auch die Übereinstimmung des Altersaufbaus in der stationären Bevölkerung ist zum Teil gut zu nennen. Der wesentlichste Unterschied liegt im anfänglichen Verlauf. Das Leben beginnt mit einer im Vergleich zu allen späteren Altersklassen geradezu ungeheuren Sterblichkeit. Die Kurve der Überlebenden fällt beinahe senkrecht nach unten; der Differentialquotient der Kurve ist beim Nullpunkt beinahe unendlich groß. Dieses Verhalten wird durch unsere zusätzliche Betrachtung der Kindersterblichkeit analytisch wiedergegeben. Die prinzipielle Übereinstimmung unserer allgemeinen Theorie mit der Erfahrung setzt da ein, wo die Kurve der Überlebenden einen ruhigeren Verlauf annimmt. Der Verlauf der Abweichungen ist in allen Fällen der gleiche. Die theoretische und die empirische Kurve überkreuzen sich zweimal. Die theoretischen Werte sind vom 3. bis zum 17. Lebensjahr zu groß, dann zu klein bis zum 70. Lebensjahr, von da an wieder zu groß. Diese Abweichungen sind zwar systematisch, aber gemessen am Gesamtverlauf nicht sehr bedeutend. Unbefriedigend ist der Krümmungsverlauf dieser Kurve und die hierdurch bedingte Verteilung der Gestorbenen nach dem Alter. Vor allem liegt das Maximum der Gestorbenen stets zu früh.

Die Altersverteilung der an Herzkrankheiten, Krebs, Hirnschlag, chronischer Nephritis, Lungenentzündung, Alterskrankheiten Gestorbenen verläuft zwar im Prinzip so, wie dies unsere Theorie voraussetzt[1]). Andererseits gibt es spezifische Todesursachen, die von dem hier angenommenen Verlauf prinzipiell abweichen und sich nicht mit entgegengesetzt wirkenden kompensieren. Der gewaltsame Tod z. B. hängt vom Alter überhaupt nicht ab und die Tuberkulose weist bereits sehr früh ein Maximum auf. Formal betrachtet liegt diese Nichtübereinstimmung daran, daß es sich hier bereits um den Differentialquotienten der Kurve handelt, die wir meistens der Anpassung zugrunde legten.

Dagegen können wir es als einen spezifischen Vorzug unseres Systems betrachten, daß es mit ganz einfachen Mitteln die Kindersterblichkeit auf genau die gleichen Formeln bringt wie die allgemeine Sterblichkeit, während eine Darstellung der Kindersterblichkeit mit keiner der bisher üblichen Formeln möglich war.

Die verschiedenen Vergleichsmaßstäbe, die bei der Berechnung verschiedener biometrischer Funktionen verwendet sind, können keine einheitlichen Resultate ergeben. Die Güte der Übereinstimmung ist aber auch bei den verschiedenen, als Beispiel betrachteten Sterbetafeln verschieden. Unsere Annahme trifft zwar prinzipiell, aber nicht überall in gleichem Maße zu. Die beste Übereinstimmung fanden wir bei den beiden Sterbetafeln für Indien, 1901/10. Auch die verschiedenen Negersterbetafeln passen noch gut. Dagegen ist die Übereinstimmung bei der Sterbetafel

[1]) L. I. Dublin, E. W. Kopf and J. Lotka: The components of deathcurves. Amer. Journ. of Hygiene, vol. VII, Nr. 3, 1927.

C. Pirquet: Allergie des Lebensalters. Die bösartigen Geschwülste. Georg Thieme, Leipzig 1930.

Digitized by Google

für das Deutsche Reich und für die Vereinigten Staaten weniger befriedigend. Die Ursache dieser Verschiedenheit ist nicht darin zu erblicken, daß es sich bei den ersteren Beispielen um Bevölkerungen handelt, die auf einer anderen Kulturstufe als die europäischen stehen. Denn die Sterbetafeln des Textbook und die der württembergischen Ärzte zeigen eine genau so gute, wenn nicht bessere Übereinstimmung. Die geringe Zahl der bisher dargestellten Kurven erlaubt noch keine definitiven Schlüsse auf die Ursachen dieses Unterschieds. Möglicherweise liegt dies daran, daß sowohl jene relativ primitivere Bevölkerung wie diese ausgewählt bourgeoisen Teile homogener sind als die beiden genannten Gesamtbevölkerungen.

Die wesentlichsten Eigenschaften der biometrischen Funktionen, insbesondere die Kindersterblichkeit, lassen sich also durch unser System approximieren und die Übereinstimmung als Ganzes gesehen ist angesichts der Kompliziertheit des Problems durchaus zufriedenstellend.

Die hier aufgestellte Formel, welche den Altersaufbau einer stationären Bevölkerung wiedergibt, wird auch für die Bevölkerungstheorie von Bedeutung sein. Denn die relative Größe der arbeitsfähigen und der gebärfähigen Bevölkerung wird gut wiedergegeben. Daher wird man die Formel für die aktuelle Aufgabe der Vorausberechnung der künftigen Bevölkerung mit Erfolg verwenden können.

Die auftretenden Abweichungen können nicht als rein sozial bedingt betrachtet werden, weil eine Trennung des natürlichen Faktors von den sozialen nicht möglich ist. Zu der von uns allein betrachteten großen Todesursache, dem Altern, kommen eben noch weitere, nicht erfaßte und naturwissenschaftlich nicht erfaßbare Ursachen hinzu.

Digitized by Google

Bezeichnungen.

Die Seitenzahlen geben jeweils die erste Verwendung des betr. Begriffs an.

		Seite
a	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
α	Konstante bei der Lexisschen Interpolation	17
α	Relativer Anteil der arbeitsfähigen Klassen in der stationären Bevölkerung	50
A	Mittelwert in der Gaußschen Kurve	23
b	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
b	Konstante bei Berechnung der Sterbensintensität	15
β	Konstante bei der Lexisschen Interpolation	17
β	Konstante in der Küpfmüllerschen Formel	21
β	Hilfsgröße zur Bestimmung der pessimalen Tafel	12
c	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
c	Konstante bei Berechnung der Sterbensintensität	15
D_x	Zahl der Gestorbenen im Alter x bis x + 1	18
e	Basis der natürlichen Logarithmen	8
E(x)	Lebenserwartung des Alters x	8
'E(x)	Lebenserwartung innerhalb der Kindersterblichkeit	48
Ei	Integrallogarithmus	31
f	Funktion, nach welcher differentiiert wird	45
F	Funktion	41
φ	Gaußsche Funktion	23
φ	Funktion, welche differentiiert wird	45
Φ	Gaußsches Integral	22
γ	Konstante bei der Lexisschen Interpolation	17
γ	Konstante in Küpfmüllers Formel	21
g	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
h	Konstante in der Lexisschen Formel	22
H	Konstante	24
'H	entsprechende Konstante bei der Kindersterblichkeit	48
k	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
k	Altersdifferenz bei unvollständig gegebenen Tafeln	17
k	Zahl der verbundenen Leben	10
k	Multiplikator	34
l(x)	Absterbeordnung	6
$\frac{l(x)}{l(0)}$	Erlebenswahrscheinlichkeit	7
$\frac{l(x)}{T(0)}$	Altersaufbau der stationären Bevölkerung	7
'l(x)	Kinderabsterbeordnung	48
$\Lambda(x)$	Lebenskraft	35
lg	natürlicher Logarithmus	8
m	allgemeine Sterbeziffer in der stationären Bevölkerung	9
m	der wahrscheinlichsten Lebensdauer eines Neugeborenen nächstliegendes kleineres ganzzahliges Alter	22
m(x)	Sterbeziffer der x bis x + 1 jährigen	8
M(x)	Sterbeziffer der über x jährigen	9
M_1, M_2	Gestorbenengesamtheit	14
μ	mittlerer Fehler der Verteilung der Gestorbenen	12
$\mu(x)$	Sterbensintensität im Alter x	8
n	allgemeine Geburtenziffer in der stationären Bevölkerung	9
n	reduziertes Alter	31
N	Zahl der Beobachtungen bei der Methode der kleinsten Quadrate	39
ν	Summationsindex	15
ω	Grenzalter	6
ω_1	Hilfsgröße zur Bestimmung der pessimalen Tafel	11
p(x)	Überlebenswahrscheinlichkeit	?
P	Funktion in Küpfmüllers Formel	21
π	Kreiskonstante	22
q(x)	Sterbenswahrscheinlichkeit	7
R	Funktion in Küpfmüllers Formel	21
ϱ	Maß der Güte	11
ϱ_1	Maß der Güte für die empirischen Tafeln	40
s	Konstante in der Gompertz-Makehamschen Formel	20
σ	Konstante	24
'σ	entsprechende Konstante bei der Kindersterblichkeit	48
t	Integrationsvariable in der Lexisschen Formel	22
T(x)	von den x jährigen verlebte Zeit	6
'T(x)	von den x jährigen Kindern verlebte Zeit	48
$T_t(x_1)$	theoretischer Wert der verlebten Zeit für das Hilfsalter x_1	49
$T_b(x_1)$	beobachteter Wert der verlebten Zeit für das Hilfsalter x_1	49
u	reduziertes mittleres Alter beim Tod	28
'u	reduziertes mittleres Alter beim Tod bei der Kindersterblichkeit	48
u_1, u_2	Hilfswerte zur Berechnung des Maximums der Gestorbenen	34
v	Der Wert u als Integrationsvariable	31
v	Schwankung der Verteilung der Gestorbenen	13
V(x)	Zahl derer, die aus einer Generation stammen und in einem Jahr t das Alter x erreichen	14
V	Lebendengesamtheit	14
w	Integrationsvariable	31
x	Alter	6
x_1, x_2	erstes und zweites charakteristisches Alter	13
x_1	Hilfsalter zur Bestimmung der pessimalen Tafel	11
x_1	Hilfsalter zur Bestimmung der Kindersterblichkeit	49
x_1	Alter, welches den Einfluß der beiden Konstanten auf die Erlebenswahrscheinlichkeit charakterisiert	30
$\overline{x}(x)$	mittleres Alter der über dem Alter x Lebenden	10
ξ	wahrscheinlichste Lebensdauer eines Neugeborenen	14
$\overline{Y}(x)$	mittleres Alter beim Tod	10
z	Alter x als Integrationsvariable	6

Digitized by Google

H. S. Hermann G. m. b. H., Berlin SW 19

Digitized by Google

RETURN TO
WAREHOUSE

Digitized by Google